

**ESPECIFICACION Y VALIDACION DE MODELOS
DE DEMANDA DE ASISTENCIA SANITARIA,
ABSENTISMO LABORAL Y ACTITUDES DE LOS
DESEMPLEADOS: APLICACION AL CASO
ESPAÑOL**

TESIS DOCTORAL

**Autora: Begoña Alvarez García
Directores: Miguel A. Delgado González
Félix Lobo Aleu**

UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID

Departamento de Economía

Getafe, mayo de 1999



D^a. BEGOÑA ÁLVAREZ GARCÍA

con D.N.I.: 10.079.456

A U T O R I Z A :

Que su tesis doctoral con el título
"ESPECIFICACIÓN Y VALIDACIÓN DE
MODELOS DE DEMANDA DE ASISTENCIA
SANITARIA, ABSDENTISMO LABORAL Y
ACTITUDES DE LOS DESEMPLEADOS: UNA
APLICACIÓN AL CASO ESPAÑOL"
pueda ser utilizada para fines de investigación por parte
de la Universidad Carlos III de Madrid.

Getafe ,8 de julio de 1.999.

Fdo.: Begoña Álvarez García

Handwritten signature or mark, possibly a stylized 'B' or 'E'.

Handwritten signature or mark, possibly a stylized 'L' or 'M'.

Handwritten signature or mark, possibly a stylized 'A' or 'L', with the text "frankreich" written below it.

Handwritten signature or mark, possibly a stylized 'J' or 'L'.

**ESPECIFICACION Y VALIDACION DE MODELOS
DE DEMANDA DE ASISTENCIA SANITARIA,
ABSENTISMO LABORAL Y ACTITUDES DE LOS
DESEMPLEADOS: APLICACION AL CASO
ESPAÑOL**

TESIS DOCTORAL

**Autora: Begoña Alvarez García
Directores: Miguel A. Delgado González
Félix Lobo Aleu**

UNIVERSIDAD CARLOS III DE MADRID

Departamento de Economía

Getafe, mayo de 1999



A mis padres y a mi hermana.

Índice General

1	Introducción.	5
1.1	La demanda de asistencia sanitaria.	7
1.1.1	Aportaciones de la tesis.	10
1.2	Ausencias por enfermedad.	14
1.2.1	Aportaciones de la tesis.	16
1.3	Actitudes de los desempleados.	17
1.3.1	Aportaciones de la tesis.	18
2	Modelización de la demanda de asistencia sanitaria y fuentes de información en España.	19
2.1	La demanda de asistencia sanitaria en la literatura económica.	20
2.1.1	Demanda de salud y demanda de asistencia sanitaria.	21
2.1.2	Seguros médicos y demanda de asistencia sanitaria.	22
2.1.3	Demanda inducida por la oferta.	24
2.2	El modelo teórico.	26
2.2.1	El problema del consumidor.	27
2.2.2	El modelo empírico.	30
2.2.3	La demanda de asistencia sanitaria.	34
2.3	Fuentes de información en España.	36
2.3.1	La Encuesta Nacional de Salud 1993 (ENS93) y la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91 (EPF90-91).	36

2.3.2	Compatibilidad de la ENS93 y la EPF90-91 para la estimación de una ecuación de renta.	38
2.3.3	Imputación de la renta familiar a los individuos de la ENS93.	39
2.4	Apéndice de tablas.	41
3	La demanda atendida de consultas al médico y servicios urgentes.	44
3.1	Introducción.	45
3.2	Descripción de los datos.	47
3.2.1	La utilización de las consultas al médico y de los servicios de urgencia. . .	48
3.2.2	Variables explicativas.	52
3.3	Modelos econométricos.	58
3.3.1	Modelo Poisson y modelo Binomial Negativo.	59
3.3.2	Métodos de estimación.	61
3.3.3	Modelo Valla Binomial Negativo.	66
3.4	Especificación del modelo de regresión.	67
3.5	Resultados.	69
3.5.1	Modelo de consultas al médico.	71
3.5.2	Modelo de consultas urgentes.	75
3.6	Conclusiones	77
3.7	Apéndice 1: Errores estándar corregidos.	79
3.8	Apéndice 2: Tablas.	82
4	Contrastes de bondad de ajuste en modelos con datos de recuento: aplicación a la demanda de atención dental en España.	87
4.1	Introducción	88
4.2	Datos y modelos.	90
4.2.1	La utilización de atención dental.	90
4.2.2	Variables explicativas.	92
4.2.3	Especificación de modelos.	97
4.3	Técnicas de bondad de ajuste.	99
4.3.1	Reglas de selección de modelos.	100

4.3.2	Contrastes de especificación.	103
4.4	Resultados de las estimaciones.	111
4.5	Conclusiones	114
4.6	Apéndice de tablas.	115
5	Ausencias laborales por enfermedad y comportamiento fraudulento.	123
5.1	Introducción.	124
5.2	Revisión de la literatura.	126
5.3	El modelo teórico.	130
5.4	Datos.	134
5.4.1	Ausencias laborales	136
5.4.2	Variables explicativas.	139
5.5	Modelo econométrico.	144
5.5.1	Ausencias por enfermedad como un proceso de datos de recuento.	144
5.5.2	Endogeneidad del comportamiento absentista fraudulento en las ausencias por enfermedad	146
5.6	Resultados.	149
5.6.1	Ausencias por enfermedad.	151
5.6.2	Absentismo.	154
5.7	Conclusiones.	155
5.8	Apéndice de tablas.	157
6	Un estudio sobre las preferencias de los desempleados españoles ante ofertas de empleo.	162
6.1	Introducción.	163
6.2	Modelo básico de búsqueda de empleo.	165
6.3	La disposición marginal a pagar por la ocupación y el lugar de residencia.	168
6.3.1	Datos.	168
6.3.2	Interpretación de las respuestas.	171
6.4	Modelo econométrico.	176
6.5	Resultados.	178

6.6 Cuestiones abiertas. 182

6.7 Conclusiones 185

6.8 Apéndice 1: Contraste de sesgo de selección muestral. 186

6.9 Apéndice 2: Tablas. 188

AGRADECIMIENTOS

Quiero expresar mi agradecimiento a unas cuantas personas que, durante estos años, me han ayudado a formarme como investigadora y también como persona.

En primer lugar, agradezco a Miguel A. Delgado la oportunidad que me ha dado de aprender las artes de la Econometría bajo su tutela. La confianza que ha depositado en mi capacidad para llevar a cabo esta tesis, así como la combinación de exigencia y apoyo que me ha brindado en todo momento, han constituido a la vez un reto y un estímulo en mi trabajo. De él he aprendido la dedicación que esta profesión requiere y el entusiasmo con el que deben hacerse las cosas.

A Félix Lobo le agradezco la puerta que me abrió al comienzo de esta tesis y las que me ha seguido abriendo en estos años para avanzar en el conocimiento de la Economía de la Salud. También le agradezco el ánimo que siempre me ha infundido, así como la valiosa experiencia profesional y personal que he adquirido a su lado y que siempre le deberé.

A lo largo de estos años de doctorado he tenido la enorme fortuna de compartir alegrías y penas, éxitos y frustraciones, conocimientos y dudas y, sobre todo, una gran amistad con personas estupendas que me han ayudado a llegar donde ahora mismo me encuentro.

Comienzo a dar las gracias por el final. Y el final de esta tesis han sido unos meses difíciles que se han hecho más ligeros trabajando al lado de Inmaculada Fiteni. Llegar juntas al final ha supuesto una satisfacción doble, por su tesis y la mía, pero sobre todo por las valiosas muestras de amistad que de ella he recibido y la generosidad con la que me ha dedicado su tiempo en los momentos precisos.

Estoy en deuda con Manuel A. Domínguez, Daniel Miles, José M. Vidal y Angel Marcos Vera por las veces que me han ayudado en la realización de esta tesis. Las discusiones que he mantenido con ellos sobre mi trabajo han enriquecido de manera considerable mi formación y la investigación que ahora presento.

También quiero dar las gracias a Raquel Arévalo por su enorme generosidad, a

Nacho Conde por no dejarme perder la perspectiva de las cosas, a José Luis Moraga por animarme en los últimos tiempos, a Noemi Padrón por ponerme los pies en el suelo, a Govin Permanand por el apoyo personal que me ha dado y por estar siempre disponible ‘al otro lado’, a Pilar Poncela, Rocío Sánchez y Eva Rodríguez por escucharme tantas veces, a Myrian Santos, Martín Larraza y Txema López por soportarme en el final de la tesis y al resto de compañeros del doctorado por hacerme disfrutar de estos años.

Por último, les quiero agradecer a las personas más importantes, mis padres y mi hermana, el haberme infundido su aliento constante e incansable desde que comencé. Gracias por vuestro cariño, gracias también por alegraros con mis éxitos y empujarme en los momentos bajos. A vosotros os dedico esta tesis por todo el tiempo que os debo y no os he dedicado.

Esta tesis ha estado financiada por el Fondo de Investigaciones Sanitarias, proyecto número 96/1787, la Dirección de Investigación Científica y Técnica, proyecto número PB92-0247, la Dirección General de Enseñanza Superior, proyecto número PB95-0292 y el Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública. Agradezco al Departamento de Economía y al Seminario de Estudios Sociales de la Salud y los Medicamentos de la Universidad Carlos III de Madrid los medios materiales que han puesto a mi disposición para llevar a cabo esta investigación. Asimismo quiero agradecer a la London School of Economics-Health su hospitalidad durante los meses que me acogieron como estudiante invitada.

RESUMEN

El objetivo principal de esta tesis es la especificación y validación de modelos empíricos orientados a caracterizar ciertos aspectos del comportamiento de los ciudadanos españoles en el ámbito sanitario y laboral.

La tesis se organiza en seis capítulos. El primero de ellos introduce y motiva el contenido de la investigación presentada. Los tres capítulos siguientes están dedicados a la modelización de la demanda de asistencia sanitaria. El segundo capítulo comienza con una revisión bibliográfica de la literatura sobre demanda y utilización de asistencia sanitaria. Esta revisión sitúa el marco conceptual necesario para introducir el modelo teórico que sirve de referencia al estudio econométrico posterior. En el modelo económico, se consideran individuos que se protegen frente a la contingencia de la enfermedad contratando seguros sanitarios. La salud se produce a partir de una dotación inicial y exógena, combinando asistencia sanitaria y otros bienes de consumo cotidiano mediante una tecnología de producción que depende de las características de la persona. El capítulo se completa con una descripción de las fuentes de datos utilizadas en los dos capítulos posteriores. Básicamente, el estudio se realiza a partir de la información ofrecida por la Encuesta Nacional de Salud de 1993. Esta encuesta, sin embargo, no contiene información sobre el nivel de renta de los entrevistados, de modo que esta variable ha tenido que ser estimada a partir la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91.

En el tercer capítulo se estudian los factores que determinan el comportamiento de los ciudadanos españoles como usuarios de las consultas médicas ordinarias y de las consultas a los servicios urgentes. Las variables dependientes de los modelos de regresión son datos de recuento, esto es, número de consultas realizadas en un período de tiempo. La comparación de los modelos econométricos propuestos muestra la superioridad de una especificación valla Binomial Negativa en la utilización de las consultas al médico y de un modelo de decisión en una sola parte basado en la distribución Binomial Negativa en el caso de las consultas urgentes. El método

de estimación por mínimos cuadrados generalizados semiparamétricos se presenta como una técnica de estimación alternativa en este último tipo de modelos. Los resultados confirman la relevancia de los factores biológicos y de los estilos de vida en las decisiones del individuo. Las características particulares del Sistema Nacional de Salud español desvirtúan el papel de la renta como determinante de la capacidad de acceso a los servicios sanitarios, pero conceden especial relevancia al coste de oportunidad del tiempo de los ciudadanos. No hallamos resultados definitivos que confirmen la existencia de una demanda inducida por la oferta en ninguno de los casos.

El cuarto capítulo aborda el estudio de la utilización de atención dental en España. En este marco de estudio se comparan distintas medidas de bondad de ajuste en los modelos basados en datos de recuento. En primer lugar, se implementan técnicas basadas en la comparación de la capacidad predictiva de los mismos. Esto se lleva a cabo comparando, por una parte, las estimaciones de las probabilidades marginales obtenidas con los modelos paramétricos, con las observadas en la muestra y, por otra parte, comparando las estimaciones paramétricas de las probabilidades condicionales con las obtenidas mediante técnicas no paramétricas. En segundo lugar, se aplican contrastes formales de especificación. En particular, consideramos contrastes para modelos anidados y contrastes de especificación propuestos recientemente en la literatura, que son consistentes en la dirección de alternativas no paramétricas. Este último tipo de contrastes se basan en procesos empíricos que no son independientes de la distribución de los datos, de modo que sus valores críticos deben ser aproximados mediante técnicas bootstrap. La aplicación de estas técnicas en el modelo de demanda de consultas al dentista no nos permite rechazar la hipótesis de una especificación exponencial lineal de la media condicional, ni el supuesto de una distribución Binomial Negativa de los datos. En cuanto a los resultados económicos, de nuevo confirmamos la importancia de la salud y la edad en este tipo de decisiones sanitarias. Dada la naturaleza mayoritariamente privada de los servicios dentales en España, la renta familiar emerge en este caso como un factor significativo, especialmente en el

caso de las personas que no realizan ningún trabajo remunerado.

En el quinto capítulo se investiga la posible existencia de un comportamiento absentista fraudulento encubierto en las ausencias por enfermedad declaradas por los trabajadores españoles. Para este estudio se han utilizado los datos de la Encuesta de Situación en el Trabajo y Uso del Tiempo, elaborada por el Instituto de la Mujer en 1991. Esta encuesta ofrece información sobre las ausencias laborales por enfermedad de una muestra de trabajadores asalariados y, a diferencia de otras fuentes de datos utilizadas en la literatura, permite conocer si los trabajadores han faltado al trabajo por otra serie de motivos tipificados como absentismo: cuestiones familiares, trámites, acontecimientos sociales, etc.. Las respuestas de los entrevistados no revelan si el trabajador declaró en la empresa los verdaderos motivos que provocaron su ausencia. Esta circunstancia ofrece la posibilidad de contrastar si el trabajador actuó de forma fraudulenta, encubriendo su absentismo en las ausencias por enfermedad que ha protagonizado. Para ello, se modeliza el número de ausencias por enfermedad declaradas por los trabajadores como una función de un conjunto de variables relacionadas con la salud del trabajador y otros aspectos laborales que potencian el absentismo encubierto, como la ausencia de controles, el tamaño de la empresa o lo que en el modelo denominamos la propensión del trabajador al absentismo. Esta variable no es observable y se determina simultáneamente en el modelo. La estimación se lleva a cabo en dos etapas. En la primera etapa, se estiman los parámetros del modelo correspondiente a la variable latente, a partir de una especificación logit basada en una variable binaria que recoge si el trabajador ha tenido algún episodio de absentismo motivado por alguna de las razones que se plantean en el cuestionario. En la segunda etapa, se estima el modelo de ausencias por enfermedad incluyendo, entre las variables explicativas, el valor predicho de la variable latente. En los resultados se rechaza la significatividad de esta variable como factor explicativo de las ausencias por enfermedad declaradas por los trabajadores. Sin embargo, la significatividad de variables como el tamaño de la empresa cuestiona el carácter involuntario e incontrolable de los episodios de incapacidad laboral transitoria. Otra aportación interesante

de este trabajo es el estudio de los factores que explican el absentismo, es decir, las ausencias que no se consideran legalmente justificadas. En este sentido, se constata la importancia del tipo de jornada laboral que realizan los trabajadores, la estructura organizativa implícita en cada rama de actividad, así como el reparto de roles entre sexos dentro del hogar en las decisiones de los individuos.

El último capítulo se centra en el estudio de las preferencias de los desempleados españoles por características no monetarias de los empleos. En un contexto de búsqueda de empleo en el que se observan las ofertas recibidas por los trabajadores, su disposición marginal a pagar por las características de los empleos puede derivarse del tiempo que permanecen en sus empleos respectivos. En este capítulo se plantea esta metodología para recuperar información relativa a la disposición marginal a pagar de los desempleados españoles por mantener la ocupación deseada y el lugar de residencia actual a la hora de aceptar un trabajo. La implementación de esta idea se lleva a cabo a partir de los datos de la Encuesta de Población Activa española sobre la disposición de los desempleados a aceptar trabajos caracterizados por una ocupación diferente a la que desean obtener, un cambio de residencia y un salario menor al que corresponde a su cualificación. Las actitudes de indecisión de los entrevistados en la aceptación de estas ofertas hipotéticas se interpretan suponiendo un contexto de preferencias aleatorias. Debido a las limitaciones de los datos, sólo es posible construir una medida ordenada de la disposición marginal a pagar. El objetivo del trabajo se centra en el estudio de la influencia que las características personales de los trabajadores y los factores institucionales y económicos ejercen sobre esta dimensión de las preferencias. El modelo econométrico utilizado es un probit ordenado. La existencia de relaciones no lineales entre la disposición marginal a pagar y algunas variables explicativas del modelo motiva la aplicación de técnicas de estimación. Este aspecto queda propuesto como tema de investigación futura.

Capítulo 1

Introducción.

En una era caracterizada por el crecimiento del gasto en prestaciones de protección social, el estudio de los factores que determinan la generación de los mismos se convierte en un tema de especial relevancia. La investigación que se presenta a continuación aborda el análisis de tres aspectos cubiertos por los sistemas de protección social: la utilización de asistencia sanitaria, las ausencias laborales por enfermedad y el desempleo.

Durante las últimas décadas, la extensión de la protección social, tanto en el ámbito sanitario como en el laboral, ha convertido al gasto de la Seguridad Social en la partida más dinámica dentro del conjunto de Administraciones Públicas españolas (Lobo y Monasterio, 1993). La descomposición funcional del gasto de la Seguridad Social pone de manifiesto que los apartados destinados a enfermedad, atención sanitaria y desempleo son, después de la función vejez, los que generan un gasto superior, con magnitudes que, en 1996, representaron el 6,4 % y 3,2 % del Producto Interior Bruto, respectivamente.

En la Tabla 1.1 se observa la evolución del gasto en prestaciones destinadas a enfermedad, asistencia sanitaria y desempleo, durante el periodo 1991-1996. Se observa que el gasto en prestaciones sanitarias ha crecido de forma sostenida durante el periodo, mientras que las prestaciones por incapacidad temporal (IT) no han experimentado una evolución homogénea a lo largo del periodo, aunque predomina la tendencia a la baja. El gasto en la función desempleo ha respondido al ciclo económico, es decir, ha sido mayor en los años de recesión y ha iniciado un descenso a partir del inicio de la recuperación económica.

TABLA 1.1

Gasto en prestaciones de protección social¹.

Fuente: Anuario de Estadísticas Laborales y de Asuntos Sociales. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.

	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Función "Enfermedad-Atención sanitaria"						
Prestación en dinero: pago por IT	464,8	527,2	516,3	497,7	496,9	497,5
Prestación en especie: asistencia sanitaria	1.944	1.918,2	2.072,9	2.073,1	2.091	2.134
Función "Desempleo"						
Prestación en dinero: subsidio de desempleo	2.165,3	2.541,3	3.074,1	2.705,8	2.379	2.203
Prestación en especie: formación	85,5	62,4	100,6	128,9	147,6	148,3

En miles de millones de pesetas de 1986

No cabe duda de que la protección social de las situaciones de necesidad, entendiéndose por tales aquéllas que suponen un aumento de gastos o un descenso de ingresos, ha contribuido a mejorar el bienestar de la sociedad. Simultáneamente, las transformaciones introducidas en las formas de protección de la salud y el desempleo, durante las últimas décadas, han introducido nuevos incentivos en el comportamiento de los ciudadanos que retroalimentan la tendencia creciente de estas partidas del gasto de la Seguridad Social. Por ejemplo, la teoría económica predice que el acceso a la asistencia sanitaria a un precio cero en el punto de utilización hace que los individuos demanden estos servicios hasta un nivel en el que el beneficio marginal de la última unidad consumida es inferior al coste marginal de la misma, es decir, genera incentivos a la sobreutilización de la atención médica. Por otra parte, la percepción de un subsidio en caso de ausencia laboral por enfermedad puede constituir un incentivo al encubrimiento de episodios de absentismo mediante la simulación de enfermedades. En la literatura se han mostrado también indicios que apuntan a que las prestaciones por desempleo desincentivan a los parados en su proceso de búsqueda de empleo.

¹ El pago por incapacidad temporal recoge los gastos por este motivo pagados por el Sistema de la Seguridad Social, las empresas y las administraciones públicas a sus empleados. En cuanto al pago en especie, dentro de la función de enfermedad, recoge todas las prestaciones de asistencia sanitaria prestadas por los agentes de protección social.

De lo expuesto anteriormente se deduce que, tanto el control del gasto, como el diseño de las políticas sociales, deben fundamentarse en el conocimiento de los efectos provocados por los factores institucionales y los derivados de las características personales en el comportamiento de los individuos. De los primeros pueden deducirse mecanismos de control y, de los segundos, criterios de evaluación de las políticas sociales basados en las preferencias de los ciudadanos.

Los trabajos que se presentan en esta tesis contribuyen a esta línea de investigación. En todos los casos, el objetivo es la especificación y validación de modelos microeconómicos que permitan localizar los factores explicativos del comportamiento de los ciudadanos españoles como perceptores potenciales de las formas de protección social descritas. La contrastación empírica de los modelos se realiza a partir de los datos procedentes de encuestas nacionales de sección cruzada específicas sobre cada uno de los temas tratados.

A continuación se presenta una breve descripción del contexto institucional de decisión de los individuos y una exposición de las aportaciones de esta tesis a cada uno de los temas estudiados.

1.1 La demanda de asistencia sanitaria.

La Ley General de Sanidad de 1986 sienta las bases del actual Sistema Nacional de Salud y establece, como finalidad del mismo, garantizar la universalidad de la cobertura de asistencia sanitaria. La ley observa, asimismo, la descentralización de las competencias en materia sanitaria a nivel autonómico.

Trece años después de la promulgación de esta ley, la situación es la siguiente. Aproximadamente el 99,3 % de la población española está cubierta por el Sistema Nacional de Salud. Hasta el momento, sólo siete comunidades autónomas tienen transferidos los servicios y funciones de asistencia sanitaria, concretamente, Cataluña, Andalucía, País Vasco, Comunidad Valenciana, Galicia, Navarra y Canarias. El resto de comunidades están gestionadas por el Instituto Nacional de Salud (INSALUD) hasta que completen su proceso de transición. La participación de los impuestos en la financiación del sistema público ha crecido de forma continuada. Este hecho implica que el aseguramiento sanitario se considera un derecho no contributivo derivado de la condición de ciudadano y no de la pertenencia a un sistema de cotización social obligatoria. La utilización de fórmulas de copago es menor que en la mayoría de países de la Unión Europea.

De hecho, la obtención de los servicios cubiertos por el sistema en el punto de utilización es gratuita, excepto en el caso de los medicamentos y ciertas prestaciones ortoprotésicas².

Los ciudadanos tienen también la posibilidad de contratar seguros privados. Estos contratos suelen ser anuales y las primas diferentes según la edad y sexo del paciente. La compañía tiene discrecionalidad para rescindir el contrato o aumentar la prima si la atención al cliente supone un coste elevado. Generalmente, los seguros privados excluyen del tratamiento las enfermedades preexistentes, los accidentes y la medicina preventiva. Tampoco cubren los medicamentos extrahospitalarios. Es frecuente el establecimiento de un tiquet moderador del consumo que se presenta en forma de pago por servicio y constituye una participación en el coste en una cuantía que no suele superar el 10 % de la factura correspondiente (Murillo, 1992).

Existe un régimen especial para los funcionarios públicos. Se trata de un régimen mutualista que les permite elegir entre servicios de producción pública o privada. En 1996, aproximadamente el 87 % de los mutualistas y sus familiares estaban cubiertos por una compañía de seguros privada.

Dentro del sistema, coexisten también mutuas de accidentes y enfermedades profesionales, así como de empresas que cubren, de este modo, la asistencia sanitaria a sus trabajadores.

Durante las últimas tres décadas, el gasto sanitario en España ha experimentado una evolución creciente caracterizada por tasas superiores a las de la mayoría de países comunitarios que le han conducido desde los puestos inferiores como porcentaje del PIB, hasta alcanzar prácticamente la media europea del 7.8 %, en 1995. La tendencia seguida por el gasto sanitario público ha sido similar. Al igual que la mayoría de países occidentales, el gasto público constituye la principal fuente de financiación del sistema sanitario. En 1995, tuvo una participación de 78.2 % en el gasto sanitario total (Ministerio de Sanidad y Consumo, 1997).

La relación entre las tasas de crecimiento del gasto sanitario y sus factores determinantes se presenta en las estimaciones mostradas en la siguiente tabla.

²En el caso de los medicamentos, el copago para el paciente es del 40 %. Los pensionistas, minusválidos, inválidos, afectados del síndrome tóxico y los que sufren un accidente de trabajo están exentos de este pago.

TABLA 1.2

Descomposición funcional de la tasa de crecimiento del gasto real sanitario en España.

Periodo	Factor demográfico	Factor envejecimiento	Factor cobertura	Factor utilización
1960/1987	0.9	0.4	4.0	3.6
1988/1993	0.4	0.4	1.4	2.0
1994/1997	0.1	0.5	0	2.0

Fuente: J.Barea. Jornadas sobre el futuro del gasto sanitario. UAM 1997. Citado en Saltman y Figueras (1997).

De los datos anteriores se deduce que el crecimiento del gasto sanitario desde 1960 ha estado dominado por la extensión de la cobertura sanitaria y la evolución de la prestación sanitaria real media por persona, siendo este último factor el principal responsable durante el periodo 1994-97.

Aunque la utilización de asistencia sanitaria se considera una medida de la demanda no es, sin embargo, un concepto idéntico. La demanda de asistencia sanitaria se interpreta como una expresión de la necesidad de salud por parte de los individuos, pero no toda demanda desemboca en una utilización de los servicios. Las dificultades de acceso a los servicios, relacionadas con las propias características del individuo o con la organización de los sistemas sanitarios, hacen que parte de la demanda quede insatisfecha o desatendida. De modo que entre los no usuarios de los servicios sanitarios están las personas que no necesitan atención médica, quienes necesiándola no perciben esa necesidad y aquéllas cuya demanda permanece desatendida. Por otra parte, la utilización puede ser superior a la demanda del consumidor. Este es el planteamiento defendido por la Teoría de la demanda inducida por la oferta. Como se verá en el siguiente capítulo, quienes defienden este argumento exponen que, en determinados contextos sanitarios, la utilización final de asistencia sanitaria que acaba realizando el paciente es el resultado de la decisión de los propios médicos y no sólo del proceso optimizador del demandante.

La literatura dedicada al estudio de los factores que explican la utilización de asistencia sanitaria es relativamente extensa. Gracias a todos los estudios realizados, hoy tenemos una idea aproximada de las variables que determinan la utilización de los servicios sanitarios. Las evidencias empíricas son bastante homogéneas en cuanto a la influencia de las variables de

carácter biológico, como la salud, la edad y el sexo. No ocurre lo mismo con las variables socioeconómicas. El papel de la renta, la cobertura sanitaria e incluso de la educación como variables explicativas de la demanda de asistencia sanitaria es complejo y depende en gran medida de las fronteras, si no geográficas, sí institucionales, dentro de las cuales se desenvuelven los individuos. Decimos esto por dos razones fundamentales. Como ya se ha apuntado anteriormente, la configuración particular de cada sistema sanitario filtra y canaliza los estímulos que afectan a los ciudadanos como usuarios de la atención sanitaria. Por ejemplo, una mayor presencia del sector privado dentro de un sistema sanitario implica una mayor relevancia de la capacidad de pago de los ciudadanos -definida por su renta y los precios de los servicios- en su demanda de servicios médicos. Por el contrario, un sistema de cobertura universal de la atención sanitaria, en el cual los mecanismos de racionamiento estén basados en listas de espera y colas, implica precios distintos para cada individuo definidos en función del coste de oportunidad del tiempo al que se enfrente. En segundo lugar, la dimensión de la demanda que tiene sentido estudiar no siempre es la misma. La investigación puede centrarse en el gasto, el número de contactos con los servicios, la probabilidad de contacto, etc. de modo que, ni las variables explicativas, ni los modelos econométricos que se ajustan a los datos son iguales.

En España, los estudios en sobre demanda de asistencia sanitaria no han sido muy abundantes. Cabe citar la investigación realizada por Calonge (1988) con datos de Barcelona, los artículos de Sáez et al. (1994), González y Murillo (1988), Vera (1998), todos ellos referidos al ámbito catalán y Szabó (1997) y Murillo et al. (1997) con datos españoles.

1.1.1 Aportaciones de la tesis.

El trabajo que se presenta en esta tesis trata de contribuir a esta literatura mediante la modelización de la demanda de tres servicios sanitarios: las consultas ordinarias al médico, las consultas a los servicios de urgencia y las consultas al dentista.

En el segundo capítulo de esta tesis se presenta una revisión bibliográfica de la literatura sobre demanda y utilización de asistencia sanitaria. Esta revisión sitúa el marco conceptual necesario para introducir el modelo teórico que sirve de referencia al estudio econométrico posterior. El modelo se basa en el presentado por Cameron et al. (1988). En él, los individuos se protegen frente a las consecuencias financieras de la enfermedad contratando seguros sanitarios.

La salud se produce a partir de una dotación inicial y exógena, combinando asistencia sanitaria y otros bienes de consumo cotidiano mediante una tecnología de producción que depende de las características del individuo. Bajo este enfoque, la demanda de asistencia sanitaria se entiende como una demanda derivada de la demanda de salud.

Este capítulo incluye también una descripción de las fuentes de datos utilizadas para la contrastación empírica del modelo. La mayor parte de la información procede de la Encuesta Nacional de Salud de 1993. Sin embargo, la encuesta no contiene información sobre el nivel de renta de los entrevistados. La contrastación del efecto de esta variable en la demanda de asistencia sanitaria tiene gran relevancia desde el punto de vista de política sanitaria. Por ese motivo, se han imputado valores estimados de la misma a los individuos entrevistados en la Encuesta Nacional de Salud. Estos valores se han obtenido a partir de los datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91.

En el tercer capítulo se estudian los factores que determinan el comportamiento de los ciudadanos españoles como usuarios de las consultas médicas ordinarias y de las consultas a los servicios urgentes. La consulta al médico es, por la facilidad de su acceso, el servicio en cuya utilización se manifiesta de forma más acentuada la influencia de las características sociodemográficas de los individuos. El estudio de los determinantes de su utilización permite sentar las bases para efectuar evaluaciones y recomendaciones orientadas a conseguir una gestión adecuada del mismo. En cuanto a las consultas a los servicios urgentes, plantean algunas cuestiones diferentes al caso anterior. En teoría, se trata de una atención prestada en caso de urgencia médica. Pero en la práctica no siempre es así. La utilización creciente del uso de estos servicios pone de manifiesto la influencia de otro tipo de factores, ajenos a los derivados exclusivamente de la salud, que acaban provocando una utilización inapropiada de las urgencias.

La aportación del trabajo que se presenta en el tercer capítulo consiste en analizar qué factores, más allá de los puramente biológicos, determinan el perfil de usuario frecuente de los servicios descritos y cuáles actúan como barreras de acceso a los mismos. La demanda atendida de ambos servicios se mide por el número de consultas realizadas por los entrevistados. Se trata, por tanto, de datos de recuento, es decir, datos que toman exclusivamente valores enteros, incluido el cero. Para modelar la decisión de los individuos se plantean dos enfoques. En primer lugar, suponemos que los datos miden la demanda realizada por el individuo. En

este caso, el proceso generador de los datos puede modelarse mediante la distribución Poisson. Sin embargo, esta especificación se ha demostrado que es muy restrictiva cuando se trabaja con este tipo de modelos econométricos en los que, en general, la varianza es mayor que la media, fenómeno conocido como de sobredispersión. Para resolver este problema se han introducido formas paramétricas más flexibles, como la Binomial Negativa, que permiten mayor o menor dispersión que la impuesta por la distribución Poisson. Esta flexibilidad conlleva la inclusión de parámetros adicionales no siempre relevantes en el análisis. Dado que sólo estamos interesados en la estimación de los parámetros de la esperanza condicional, se puede prescindir de una parametrización previa de la distribución, estimando los parámetros de la media por mínimos cuadrados generalizados (MCG) no lineales, como han sugerido Robinson (1987) y Delgado (1992), entre otros. Las varianzas condicionales en este caso no se parametrizan y son estimadas de forma no paramétrica. Estos estimadores son los pesos en el procedimiento de MCG. Las estimaciones de los parámetros de la media obtenidas mediante este procedimiento son consistentes y asintóticamente eficientes si la especificación del modelo de regresión es correcta. En este capítulo, los resultados del estimador semiparamétrico se comparan con los obtenidos por máxima verosimilitud Poisson y Binomial Negativa.

El segundo enfoque corresponde a quienes defienden que la asimetría de información que caracteriza la relación médico-paciente (Arrow, 1963), unida a los incentivos económicos a los que se enfrenta el personal sanitario, inducen una usurpación de la soberanía del paciente por parte de quienes les prestan los servicios médicos. Desde el punto de vista empírico, este supuesto implica que el proceso de decisión del individuo se divide en dos partes. En la primera, es el paciente quien decide contactar con los servicios. Una vez que decide establecer el contacto, el usuario delega su soberanía en el médico que, condicionado por incentivos económicos, de prestigio, o simplemente por lo que él considera una buena práctica médica, acaba determinando la cantidad final de servicios que recibe el enfermo. En este capítulo, se contrasta la plausibilidad de esta hipótesis en el caso de las consultas al médico, estimando un modelo valla basado en la distribución Binomial Negativa, como sugieren Pohlmeier y Ulrich (1995).

Los resultados confirman la relevancia de los factores biológicos y de los estilos de vida en las decisiones del individuo. En cuanto a las variables socioeconómicas, encontramos que las características particulares del Sistema Nacional de Salud español desvirtúan el papel de

la renta como determinante de la capacidad de acceso a los servicios sanitarios, pero conceden especial relevancia al coste de oportunidad del tiempo de los ciudadanos. No hallamos resultados definitivos que confirmen la existencia de una demanda inducida por la oferta en el caso de las consultas al médico.

El cuarto capítulo de la tesis persigue un doble objetivo. Por un lado, especificar y validar un modelo de demanda de atención dental en España y, por otro, comparar técnicas de bondad de ajuste alternativas para discriminar entre las especificaciones propuestas dentro del contexto de modelos con datos de recuento.

La característica fundamental de la atención sanitaria dental en España es su provisión mayoritariamente privada. La responsabilidad del Sistema Nacional de Salud se restringe exclusivamente a la atención preventiva a madres gestantes y al tratamiento de algunos problemas odontológicos agudos, dejando el resto de servicios bajo la cobertura del sector privado. Este hecho, unido a la escasez relativa de profesionales, en relación a otros países europeos, hace que la capacidad de pago de los pacientes se convierta en un determinante importante del acceso a estos servicios. En este contexto es posible que emerjan disparidades sociales en la distribución estos servicios y, por tanto, en la salud dental de los ciudadanos.

La investigación que se presenta tiene como objetivo estudiar el el impacto de las variables socioeconómicas en la utilización de la atención bucodental en España, distinguiendo a los individuos por sexo y estatus laboral. La selección de modelos econométricos se realiza a partir de las siguientes técnicas de bondad de ajuste. En primer lugar, se implementan técnicas basadas en la comparación de la capacidad predictiva de los modelos. Esto se lleva a cabo comparando, por una parte, las estimaciones de las probabilidades marginales obtenidas con las especificaciones paramétricas, con las observadas en la muestra y, por otra parte, comparando las estimaciones paramétricas de las probabilidades condicionales con las obtenidas mediante técnicas no paramétricas. En segundo lugar, se aplican contrastes formales de especificación. En particular, se consideran contrastes para modelos anidados y contrastes de especificación propuestos recientemente en la literatura que son consistentes en la dirección de alternativas no paramétricas. Este último tipo de contrastes se basa en procesos empíricos que dependen de ciertas características del proceso generador de datos, en consecuencia, sus valores críticos no pueden ser aproximados a partir de la distribución asintótica de los estadísticos y son aproxi-

mados mediante técnicas bootstrap. La aplicación de estas técnicas en el modelo de demanda de consultas al dentista no nos permite rechazar la hipótesis de una especificación exponencial lineal de la media condicional, ni el supuesto de una distribución Binomial Negativa de los datos. En cuanto a los resultados económicos, de nuevo confirmamos la importancia de la salud y la edad en este tipo de decisiones sanitarias. Dada la producción mayoritariamente privada de los servicios dentales en España, la renta familiar emerge en este caso como un factor significativo, especialmente en el caso de las personas que no realizan ningún trabajo remunerado.

1.2 Ausencias por enfermedad.

Según los datos de la Encuesta de Coyuntura Laboral elaborada por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, los episodios de incapacidad temporal constituyen la causa principal de ausencias laborales imprevistas para las empresas. La Tabla 1.2 presenta la evolución de las horas no trabajadas por razones de salud y por absentismo en los últimos años. En 1996, los trabajadores españoles perdieron aproximadamente 260,7 millones de horas de trabajo por motivos de salud, es decir, un 2,5 por cien del total de horas. El porcentaje de horas perdidas por causa de absentismo, o ausencias legalmente injustificadas, ha permanecido más estable durante el periodo, situándose alrededor del uno por cien de las horas totales.

Las ausencias por motivos de enfermedad, para ser retribuidas, deben ser justificadas mediante la prescripción de la incapacidad temporal por parte del médico del sistema público de salud. La legislación española prevé que, en caso de enfermedad profesional o accidente laboral, sea la Seguridad Social o la mutua correspondiente, quien abone la prestación por incapacidad temporal. Sin embargo, si se trata de una enfermedad común o un accidente no laboral, la empresa debe abonar el subsidio desde el día cuarto al decimoquinto de baja, ambos inclusive³. Esta traslación de la carga económica de las ausencias por enfermedad al empleador no ha ido acompañada del traspaso de competencias para detectar y perseguir el fraude. Así, aunque la ley establece que el empresario puede verificar el estado de enfermedad que alegue el trabajador, es la entidad gestora -el Instituto Nacional de Seguridad Social o la Mutua correspondiente- la que tiene competencia para determinar si la baja es procedente o no. Por tanto, el margen de

³Los tres primeros días de baja quedan también al margen de la protección de la Seguridad Social, sin perjuicio de que la negociación colectiva o individual pueda establecer una cobertura adicional a cargo del empresario.

actuación del empresario se restringe a poner en conocimiento de la Inspección los hechos que pudieran constituir fraude.

TABLA 1.3

Efectivos laborales⁴, jornada efectiva media y horas perdidas⁵ por incapacidad temporal y absentismo no justificado 1991-1996

Año	Efectivos laborales (miles)	Jornada efectiva media (horas)	Horas no trabajadas			
			IT		Absentismo	
			horas por trabajador	horas tot. (mill.)	horas por trabajador	horas tot. (mill.)
1991	6.546,2	1.707	52,9	346,30	2	13,09
1992	6.414,4	1.703,4	51,3	329,05	1,7	10,90
1993	5.987,4	1.694	48,2	288,60	1,7	10,17
1994	5.871,7	1.690,8	45	264,22	1,7	9,98
1995	6.023,9	1.699	43,7	263,25	1,6	9,64
1996	6.163,9	1.692,1	42,3	260,73	1,4	8,63

Las ausencias por enfermedad involucran aspectos biológicos y juicios subjetivos asociados a la autopercepción del estado de salud. De hecho, no es posible clasificar a todas las ausencias debidas a enfermedad común como incapacidad temporal, sino como aparentes incapacidades que esconden una situación a veces fraudulenta que tiene su origen en el trabajador o en el empresario. La existencia de información privada de los trabajadores sobre su propia salud y la inobservabilidad de ciertos síntomas hace que, en algunos casos, no sea posible asegurar si la capacidad para trabajar está efectivamente limitada. De hecho, siendo el absentismo

⁴Estas cifras se han calculado a partir de los datos de la Encuesta de Coyuntura Laboral del tercer trimestre de 1996, elaborada y publicada por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. En dicha encuesta los efectivos laborales se definen como las personas que en el último día del período mantienen un vínculo laboral con una empresa radicada en territorio español en la que desarrollan su actividad laboral. Se excluyen de la definición los presidentes, directores generales, los miembros de los consejos de administración, los trabajadores que están cumpliendo el servicio militar, los socios de cooperativas que no sean trabajadores por cuenta ajena, los trabajadores retribuidos sólo con comisiones y los empresarios autónomos. La jornada efectiva está formada por las horas anuales pactadas, las horas extraordinarias y las horas no trabajadas.

⁵Las horas perdidas totales por cada uno de los motivos presentados en la tabla se obtienen como el producto de las horas perdidas por trabajador y el número de efectivos laborales, para cada uno de los años.

un comportamiento ilegal, sus autores tienen incentivos a legitimarlo con el fin de evitar las consecuencias indeseadas que pudieran derivarse de él. La enfermedad se convierte entonces en el mecanismo de legitimación del absentismo más utilizado por los trabajadores.

1.2.1 Aportaciones de la tesis.

En el quinto capítulo de esta tesis se investiga la posible existencia de un comportamiento absentista fraudulento encubierto en las ausencias por enfermedad declaradas por los trabajadores españoles. Para este estudio se han utilizado los datos de la Encuesta de Situación en el Trabajo y Uso del Tiempo, elaborada por el Instituto de la Mujer en 1991. Esta encuesta ofrece información sobre las ausencias laborales por enfermedad de una muestra de trabajadores asalariados. A diferencia de otras fuentes de datos utilizadas en la literatura, ésta permite conocer si los trabajadores han faltado al trabajo por motivos tipificados como absentismo: cuestiones familiares, trámites, acontecimientos sociales, etc.. Puesto que los datos no proceden de los registros de ausencias laborales de los centros de trabajo, sino de las respuestas directas de los entrevistados, cabe la posibilidad de que los motivos que causaron el absentismo de los trabajadores no hayan sido los realmente declarados en la empresa, pudiendo darse el caso de que se justificasen mediante una falsa enfermedad. Para contrastar esta idea, el número de ausencias por enfermedad declaradas por los trabajadores se modela como una función de un conjunto de variables relacionadas con la salud del trabajador y otros aspectos laborales que potencian el absentismo encubierto, como la ausencia de controles, el tamaño de la empresa y, lo que denominamos, la propensión del trabajador al absentismo. Esta variable no es observable y se determina simultáneamente en el modelo.

La estimación se lleva a cabo en dos etapas. En la primera etapa, se estiman los parámetros del modelo correspondiente a la variable latente, a partir de una especificación logit basada en una variable binaria que recoge si el trabajador ha protagonizado algún episodio de absentismo motivado por alguna de las razones que se plantean en el cuestionario. En la segunda etapa, se estima el modelo de ausencias por enfermedad incluyendo, entre las variables explicativas, el valor predicho de la variable latente. En los resultados se rechaza la significatividad de esta variable como factor explicativo de las ausencias por enfermedad declaradas por los trabajadores. Sin embargo, la significatividad de variables como el tamaño de la empresa

cuestiona el carácter involuntario e incontrolable de los episodios de incapacidad temporal.

Otra aportación interesante de este trabajo es el estudio de los factores que explican el absentismo, es decir, las ausencias que no se consideran legalmente justificadas. Los resultados constatan la importancia del tipo de jornada laboral que realizan los trabajadores, de la estructura organizativa implícita en cada rama de actividad y del reparto de roles entre sexos dentro del hogar en la probabilidad de que el trabajador incurra en algún episodio de absentismo.

1.3 Actitudes de los desempleados.

Durante la última década, las tasas de paro españolas han sido las más elevadas de Europa. En 1994, las estadísticas ofrecían la tasa máxima de esos años, un 24,4 por cien de la población activa, casi dos veces la tasa media europea. La magnitud del problema del desempleo en España se ha explicado por la baja probabilidad de transición del desempleo al empleo de los parados, más que por los nuevos flujos de entrada al desempleo. Este hecho ha motivado el interés por analizar el comportamiento de los desempleados. Las investigaciones realizadas hasta el momento nos han permitido conocer quiénes son los desempleados (Jimeno y Toharia ,1994), qué variables determinan su permanencia en el desempleo (Alba y Freeman, 1990; Andrés et al. 1989; Bover et al, 1996; Ahn y Ugidos, 1995) o cuál es su intensidad de búsqueda de empleo y qué vías utilizan en la misma (Moltó et al., 1994; Antolín 1995), entre otros aspectos.

Diversos trabajos argumentan que, en un contexto de búsqueda de empleo, el rechazo de ofertas es inusual (Andrés et al., 1989, Antolín, 1995, Ahn y Ugidos, 1995). Este hecho convierte la variación en la probabilidad de recibir una oferta en el componente más importante a la hora de explicar la decisión de abandonar el desempleo, mientras que los salarios de reserva parecen ser menos relevantes de lo que en un principio se pensaba. Tales evidencias contrastan con otro tipo de información declarada por los desempleados. En 1994, un 44 por cien de los desempleados entrevistados en la EPA, con experiencia laboral previa, no estaban dispuestos a aceptar un trabajo que implicase un cambio de residencia, un 15.7 por cien no estaba dispuesto a aceptarlo por un salario menor al esperado según su cualificación y un 23 por cien se mantenían indecisos o no aceptaban una ocupación diferente.

1.3.1 Aportaciones de la tesis.

El último capítulo se centra en el estudio de las preferencias de los desempleados españoles por características no monetarias de los empleos.

En un contexto de búsqueda de empleo, la disposición marginal a pagar por una característica laboral no monetaria puede obtenerse como el ratio de los efectos marginales de la característica considerada y del salario en la probabilidad de que el individuo abandone el desempleo. La implementación de esta idea se lleva a cabo a partir de los datos de la Encuesta de Población Activa española, correspondientes al periodo 1992-1996. En particular, la información utilizada para derivar esta dimensión de las preferencias consiste en las respuestas de los desempleados acerca de su disposición a aceptar trabajos caracterizados por una ocupación diferente a la que desean obtener, un cambio de residencia y un salario menor al que corresponde a su cualificación. La actitud de indecisión de los individuos frente a las ofertas laborales propuestas se interpreta como una categoría de respuesta intermedia entre la aceptación y el rechazo, que responde a un patrón específico de preferencias.

Debido a las limitaciones de los datos, sólo es posible construir una medida ordenada de la disposición marginal a pagar. El modelo econométrico utilizado es un probit ordenado. El objetivo del trabajo consiste en analizar las fuentes de heterogeneidad que explican las diferencias entre los desempleados en su disposición marginal a pagar por la ocupación y el lugar de residencia.

Las estimaciones ofrecen una serie de resultados interesantes. En primer lugar, se observa que las diferencias en la valoración de las características no monetarias de los empleos, por parte de los hombres y las mujeres, proceden, principalmente, de los aspectos que definen su entorno familiar. Las magnitudes macroeconómicas locales condicionan de forma significativa las preferencias de los desempleados. Destaca el efecto negativo del subsidio de desempleo en la disposición marginal a pagar por mantener la ocupación y el lugar de residencia. En cuanto a las variables que definen el capital humano del desempleado, su influencia en las preferencias del individuo concuerda con la predicha a nivel teórico. Es decir, una mayor formación aumenta la importancia relativa de la ocupación en las preferencias del desempleado cuando acomete un proceso de búsqueda de empleo. Sin embargo, reduce la disposición marginal a pagar del mismo por mantener el lugar de residencia.

Capítulo 2

Modelización de la demanda de asistencia sanitaria y fuentes de información en España.

RESUMEN: En este capítulo se presenta, en primer lugar, una revisión de las aportaciones más importantes de la Teoría económica a la literatura sobre demanda de asistencia sanitaria. Posteriormente, se describe el modelo teórico que sirve de referencia en el estudio econométrico de los capítulos 3 y 4. El modelo es una extensión del propuesto por Cameron et al. (1988). En él, los individuos se protegen frente a los riesgos financieros provocados por las enfermedades contratando seguros médicos, y producen salud combinando asistencia sanitaria y otros bienes de consumo habitual. La mayoría de los servicios médicos en España están cubiertos por el Sistema Nacional de Salud. El sistema de racionamiento de la asistencia sanitaria pública no se realiza vía precios sino a través de listas de espera y colas. De modo que los precios, en el modelo, deben ser reinterpretados en términos de coste de oportunidad del tiempo empleado por los individuos para recibir la atención médica. El capítulo se completa con una descripción de la Encuesta Nacional de Salud española de 1993, que es la fuente de información básica utilizada en la estimación de los modelos de demanda de asistencia sanitaria. La encuesta no ofrece datos sobre la renta de los entrevistados, de modo que esta información ha tenido que ser estimada a partir de los datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91.

2.1 La demanda de asistencia sanitaria en la literatura económica.

Los modelos microeconómicos convencionales de demanda de asistencia sanitaria se fundamentan en la Teoría tradicional del consumidor. Es decir, suponen individuos racionales que obtienen utilidad de los bienes que adquieren en el mercado y cuya demanda es el resultado de la maximización su utilidad condicionada por las restricciones financieras a las que se enfrentan. Sin embargo, aunque este enfoque ha sido utilizado para explicar la demanda de asistencia sanitaria en diversas ocasiones (ver Acton, 1975 o Folland et al., 1993), muestra limitaciones importantes. En primer lugar, suponer que la asistencia sanitaria es un bien que aporta directamente bienestar al consumidor no resulta muy convincente. De hecho, si pensamos en una operación quirúrgica, un tratamiento de quimioterapia o una simple inyección, responden más bien a la descripción de “males”. Por otra parte, se trata de bienes cuyo consumo es muy difícil de planificar, puesto que están ligados a la incidencia aleatoria de las enfermedades. Además, es posible cuestionar la capacidad de decisión y la racionalidad del individuo en la demanda de asistencia sanitaria realizada ante una situación de urgencia médica.

Estas diferencias entre la asistencia sanitaria y otro tipo de bienes o servicios ha motivado la búsqueda de modelos alternativos para explicar el comportamiento de los consumidores. Uno de los avances teóricos más destacados ha sido la consideración de la salud como el verdadero objeto de utilidad de los individuos que, además, puede ser producido a partir de asistencia sanitaria. La introducción de incertidumbre en la modelización de decisiones relacionadas con la salud ha justificado, por otra parte, la intersección entre las teorías de demanda de asistencia sanitaria y de seguros sanitarios. Paralelamente a los modelos basados en la soberanía del consumidor, ha surgido una nueva línea teórica que defiende la existencia de una demanda inducida por la oferta. Bajo este enfoque, el consumidor delega poder de decisión en el médico que es quien, finalmente, decide la cantidad y calidad de los servicios utilizados por el paciente.

A continuación, se presenta una revisión de las contribuciones más relevantes en cada una de estas líneas teóricas.

2.1.1 Demanda de salud y demanda de asistencia sanitaria.

El tratamiento de la salud como un bien económico se inició con dos aportaciones conceptuales en los años sesenta. Por una parte, el artículo de Mushkin (1962) marcó un hito al presentar la salud como una forma de capital humano que, al igual que la educación, condiciona la productividad del individuo pero, además, determina el tiempo del que dispone para cualquier actividad. Por otra parte, la reformulación de la Teoría tradicional del consumidor presentada por Becker (1965) y Lancaster (1966), ofreció una vía para insertar el nuevo concepto de la salud en la modelización del comportamiento del individuo. Esta nueva teoría sugiere que los individuos derivan utilidad de ciertas características y propiedades que poseen los bienes adquiridos en el mercado y no directamente de éstos. El papel del consumidor es el de un agente activo que no sólo maximiza su utilidad, sino que lleva a cabo actividades de inversión en diferentes formas de capital humano y produce los bienes que le proporcionan bienestar. Uno de estos bienes es la salud. Auster et al. (1969) fueron los primeros que adoptaron el enfoque de producción para explicar el origen de las diferencias entre las tasas de mortalidad de los países.

Estos nuevos avances teóricos sustentaron el trabajo de Grossman (1972a, 1972b) en lo que constituye el desarrollo más importante sobre demanda de salud y asistencia sanitaria realizado hasta el momento. Grossman supone que cada persona posee un stock de salud que forma parte de su capital humano, se deprecia con la edad y otros factores biológicos y no es exógeno, sino que puede aumentarse mediante actividades de producción. En cada periodo, los individuos producen salud combinando asistencia sanitaria y tiempo mediante una tecnología en la cual la educación actúa como un factor generador de eficiencia. Existen dos motivos por los cuales las personas desean aumentar su stock de salud: un “motivo de consumo”, derivado del bienestar que produce estar sano y un “motivo de inversión”, debido a que la salud determina el tiempo disponible para trabajar y, por tanto, la renta del individuo. El modelo está diseñado en un contexto de certidumbre, en el que el individuo conoce su stock inicial de salud, la tasa a la que éste se deprecia y la productividad de la salud en términos de renta. En este marco teórico, la demanda de asistencia sanitaria se entiende como una decisión derivada de la interacción entre la demanda de salud y el proceso de producción de salud: las personas desean salud y demandan asistencia sanitaria para producirla.

La complejidad del modelo estructural, y la insuficiencia de los datos para llevar a cabo una

estimación apropiada del mismo, han limitado el número de estudios que acometen directamente la contrastación de sus resultados, con algunas excepciones como Grossman (1972a), Muurinen (1982), Wagstaff (1986) y Erbsland et al.(1995). Una característica común de estos trabajos es la contradicción entre los signos de los parámetros estimados y los predichos por el modelo teórico, posiblemente derivada de la utilización de datos de corte transversal para su contrastación.

El modelo de Grossman ha recibido diversas críticas que han dado lugar a otras tantas extensiones del mismo. Algunas de ellas se recogen en Grossman (1982). Entre ellas destacan las que introducen incertidumbre en el modelo original. Por ejemplo, Cropper (1977) analiza el efecto de la aleatoriedad de las enfermedades y de la muerte en la inversión en capital salud realizada por el individuo a lo largo de su vida y en la elección de ocupación; Dardanoni y Wagstaff (1990) suponen que tanto la contribución de la asistencia sanitaria a la salud, como las enfermedades, son inciertas; y Zweifel y Breyer (1996) plantean un modelo estocástico de producción de salud en dos periodos, a partir del cual analizan la disposición de los individuos a sustituir consumo presente por la probabilidad de estar sano en el futuro. Otro de los supuestos criticado en el modelo original de Grossman ha sido la falta de realismo en la dicotomía de beneficios que se obtienen de la salud. Muurinen (1982) abordó este aspecto diseñando un modelo alternativo en el que ambos motivos son complementarios. Recientemente, Liljas (1998) ha desarrollado una extensión del modelo de Grossman en la que supone que la salud es incierta y los individuos pueden contratar seguros privados para cubrirse frente a esta contingencia.

En España, el modelo de Grossman ha sido utilizado como referencia teórica en los trabajos de Calonge (1988) y González y Murillo (1988).

2.1.2 Seguros médicos y demanda de asistencia sanitaria.

Uno de los elementos básicos del entorno institucional sanitario son los seguros médicos. Las personas contratan seguros para evitar los riesgos financieros asociados a la enfermedad (Arrow, 1963) y para tener un acceso inmediato a los servicios sanitarios. Este último motivo se ha demostrado que tiene especial relevancia en aquellos sistemas sanitarios que no ofrecen cobertura universal de la atención pública a todos los ciudadanos (Nyman, 1999). Desde el punto de vista de la demanda de asistencia sanitaria, los seguros reducen el desembolso de dinero que deben realizar los pacientes en el momento de recibir la atención solicitada. Este hecho hace

que, en caso de enfermedad, los individuos estén dispuestos a incurrir en un gasto sanitario mayor al que le permitirían sus recursos financieros a los precios vigentes en el mercado. En la situación extrema de ausencia de copagos, es decir cuando los individuos pueden adquirir asistencia sanitaria a un “precio cero” y no existe ninguna otra forma de racionamiento, la teoría económica predice una utilización de atención médica hasta niveles en los que la última unidad consumida aporta un beneficio muy bajo. Por el contrario, el coste marginal de los servicios no se ve afectado por la existencia de seguros, e incluso puede aumentar si las compañías aseguradoras presionan el precio al alza. La combinación de ambos efectos implica que la demanda adicional generada por el acceso a asistencia “gratuita” aporta al individuo un beneficio inferior al coste que soporta la sociedad. En Manning et al. (1987) y Phelps (1992, Cap. 4) se encuentran desarrollos teóricos de este argumento.

El riesgo de abuso moral en la demanda de asistencia sanitaria se puede controlar bien fijando un reparto de costes entre la entidad aseguradora y el paciente, instrumentado en forma de copagos o franquicias, o bien implementando formas alternativas de racionamiento de los servicios, como pueden ser las listas de espera, las colas, etc..

La existencia de costes compartidos ha motivado un extenso volumen de investigaciones, especialmente en Estados Unidos, cuyo objetivo ha sido medir la elasticidad de la demanda de asistencia médica respecto al copago. En Newhouse (1981) y Folland et al. (1993, Cap. 7) se presentan revisiones de gran parte de estos estudios y sus resultados. Por el contrario, en países que ofrecen cobertura pública universal de la asistencia sanitaria con copagos muy bajos o inexistentes, como España, este aspecto ha recibido una escasa atención. En estos casos, la existencia de otros mecanismos de racionamiento de los servicios sanitarios exige una reinterpretación del precio de dichos servicios en términos del coste del tiempo necesario para acceder a los mismos (véase Coffey, 1983; Wagstaff, 1986; Cauley 1987).

Los incentivos generados por la existencia de seguros sanitarios operan también en el sentido contrario. Es decir, por una parte, la demanda de servicios médicos aumenta en respuesta a la reducción del copago establecido por el seguro y, por otra parte, la demanda esperada de asistencia sanitaria -especialmente en ausencia de seguros públicos- influye en la probabilidad de compra de un seguro privado. La endogeneidad de ambas decisiones ha sido expuesta por Phelps y Newhouse (1974), Meza (1983), Cameron et al. (1988), Ettner (1997), entre otros. En

España se ha contrastado la simultaneidad de ambas decisiones en Szabó (1997) y Vera (1998). En el primer caso, la autora no encuentra soporte empírico que apoye la endogeneidad de la doble cobertura en la decisión de consultar al médico. Su estudio utiliza datos de procedentes de la Encuesta Nacional de Salud de 1993. Vera (1998) obtiene, sin embargo, indicios a favor de la simultaneidad de las decisiones de contratar un seguro privado y el número de consultas realizadas a médicos especialistas, utilizando datos referidos a Cataluña.

2.1.3 Demanda inducida por la oferta.

Uno de los aspectos más controvertidos a la hora de modelizar la demanda de asistencia sanitaria es el supuesto de soberanía del consumidor en la toma de decisiones. Las críticas a este supuesto han constituido la base de una teoría paralela sobre demanda de asistencia sanitaria que se conoce como Teoría de la demanda inducida por la oferta. Esta teoría parte de los problemas relacionados con la asimetría de información entre el consumidor y el proveedor de los servicios sanitarios. El paciente acude al médico con una demanda indeterminada de atención médica provocada por algún tipo de dolencia, pero no puede definir el tipo ni la cantidad de servicios que requiere. Delega, entonces, en el médico la toma de decisiones. La relación de agencia que se establece entre ellos es completa si el médico obra, exclusivamente, en función de los intereses del paciente. Pero si actúa en función de su propio beneficio, la relación de agencia es incompleta y se genera un incentivo a la inducción de la demanda por parte del médico.

La demanda inducida se define como aquella parte de la demanda iniciada por el proveedor, que está por encima de lo que el paciente hubiese estado dispuesto a pagar en el supuesto de que éste tuviera plena información o, como mínimo, la misma información que el médico.

En esta usurpación de la soberanía del paciente, el médico puede actuar estimulado por los incentivos económicos del sistema -como una forma de pago por acto- o por razones de prestigio profesional que repercuten también en su retribución. Evans (1974) desarrolla un modelo en el cual los profesionales sanitarios obtienen utilidad no sólo de la renta, sino también de una conducta ética. Su planteamiento trata de ilustrar que el incentivo de los médicos a inducir demanda para incrementar sus ingresos puede verse atenuado por la desutilidad provocada por su actuación discrecional.

La existencia de una demanda inducida por la oferta tiene dos implicaciones cruciales:



1. La oferta y la demanda dejan de ser independientes y, por tanto, se incumple una de las condiciones para que el mercado asigne de forma eficiente.
2. La soberanía del consumidor deja de ser la justificación de las pautas de utilización (Ortún, 1991).

Desde el punto de vista empírico, la contrastación de la hipótesis de inducción de la demanda se ha llevado a cabo examinando el efecto del ratio de médicos en la población sobre las tarifas de los servicios sanitarios (Fuchs, 1978; Rice, 1983; Barer et al. 1988; MacGuire y Pauly, 1991), la demanda atendida de servicios (Evans, 1974; Fuchs, 1978; Cromwell y Mitchell, 1986; Pohlmeier y Ulrich, 1995), la intensidad de los servicios prestados (Stano, 1985) o la renta de los médicos (Evans et al. 1973). La mayoría de los estudios no consiguen determinar si existe o no inducción de la oferta, ya que los resultados que muestran los datos son consistentes tanto con la teoría de demanda inducida por la oferta, como con las hipótesis sobre el funcionamiento de un mercado competitivo. Por ejemplo, si en un sistema en el que los profesionales sanitarios tienen poder para fijar las tarifas de los servicios, se observa un aumento de la utilización de asistencia sanitaria provocado por un aumento del ratio de médicos en la población, es difícil distinguir si se ha producido un desplazamiento de la demanda para todos los precios o si estamos frente a un aumento de la cantidad demandada debida a una reducción en los precios.

Los estudios recientes que abordan el impacto de la oferta de médicos en la demanda de asistencia sanitaria plantean modelos de decisión en dos partes (Manning et al. 1981; Grytten et al. 1990; Pohlmeier y Ulrich, 1995). En la primera parte, el individuo decide si establece contacto o no con los servicios sanitarios. En la segunda parte, se decide la frecuencia de utilización una vez establecido el contacto como resultado de la interacción de los intereses del paciente y de los incentivos económicos de los médicos. Un efecto significativo de la densidad de médicos en la población en esta segunda parte de la decisión se considera un indicio revelador de la inducción de demanda por parte de la oferta.

2.2 El modelo teórico.

En esta sección, se presenta el modelo teórico en el que se apoya la estimación de demanda de asistencia sanitaria para España. Se trata de una extensión del modelo propuesto por Cameron et al. (1988).

El modelo muestra algunos puntos de conexión, y otros de ruptura, con el planteamiento seminal de Grossman. Básicamente, los puntos comunes son:

- Los individuos derivan utilidad de ciertas características y propiedades que poseen los bienes adquiridos en el mercado y no directamente de los bienes mismos.
- La salud se concibe como el resultado de un proceso de producción en el que los inputs son las distintas formas de asistencia sanitaria y la tecnología está determinada por los factores biológicos, las enfermedades y las características de la cobertura sanitaria.
- La demanda de asistencia sanitaria está derivada de la demanda de salud.

Las diferencias fundamentales son:

- Se abandona el supuesto de la salud como una forma de capital humano, por tanto, la demanda de salud y de asistencia sanitaria se derivan de un motivo exclusivo de consumo. De modo que la renta se considera exógena en el modelo.
- La enfermedad es aleatoria
- Los individuos pueden protegerse frente a las contingencias financieras provocadas por la enfermedad contratando seguros médicos.

A diferencia del modelo original de Cameron et al., vamos a considerar que los bienes y servicios sanitarios no son los únicos factores que una persona puede utilizar para producir salud. En la producción de salud intervienen como inputs la asistencia sanitaria y otros bienes de consumo cotidiano, cuyo efecto marginal puede ser positivo o negativo (ver Grossman, 1972 a; Rosenweight y Schultz, 1983; o Kenkel, 1995, como referencias previas). En el modelo se incluye también una fuente adicional de heterogeneidad que procede de la distinta valoración de la salud por parte de los individuos.

2.2.1 El problema del consumidor.

El consumidor no obtiene utilidad directa de los bienes que adquiere en el mercado, sino que los transforma por medio de tecnologías de producción individual. Los outputs finales son los verdaderos “objetos” de utilidad. Uno de ellos es la salud. Las preferencias se representan mediante una función de utilidad en dos periodos, creciente y cuasi-cóncava en sus argumentos:

$$U = U(F(C_t), G(D_t), F(C_{t+1}), G(D_{t+1}), H_{t+1} | A). \quad (2.1)$$

Los subíndices t y $t + 1$ representan los dos periodos de tiempo en los que el individuo toma sus decisiones. Las preferencias están condicionadas por las características personales y del entorno familiar del individuo representadas por A . En el modelo, $F(\cdot)$ y $G(\cdot)$ representan tecnologías de producción. Por simplicidad suponemos que muestran rendimientos constantes a escala en su único factor productivo, es decir

$$\begin{aligned} F(C_k) &= C_k \quad k = t, t + 1 \\ G(D_k) &= D_k \quad k = t, t + 1. \end{aligned}$$

Los inputs C_k y D_k combinan bienes comprados en el mercado y el tiempo complementario utilizado por el consumidor para extraer de ellos bienestar. El consumo de los bienes incluidos en D_k , además de ser placentero, afecta a la salud de los individuos. Este vector está formado tanto por bienes con efectos saludables como por bienes con efectos nocivos para la salud. El agregado C_k no influye en la salud y se toma como numerario en el modelo. Por último, H_{t+1} representa la salud producida por el individuo.

Al comienzo del periodo t , cada persona puede verse afectada, de forma aleatoria, por las enfermedades que se representan por la variable h . El individuo desconoce cuál va a ser la realización de esta variable, pero anticipa las probabilidades de que ocurra cada uno de los estados posibles. Denotamos por $\Pi(h | A)$ la distribución de probabilidad a priori que el individuo define sobre h , dadas sus características personales, A (edad, sexo, enfermedades crónicas, etc.). Para protegerse frente al riesgo financiero que supone el gasto sanitario provocado por una enfermedad, el individuo se cubre con un seguro sanitario j cuyas características (cobertura,

copagos, organización de los servicios, etc.) están representadas por J .

El nivel de salud deseado, H_{t+1} , se produce mediante una tecnología definida por la función $H(\cdot)$ que toma como inputs los bienes que componen D_k y L formas distintas de asistencia sanitaria contenidas en el vector M_{t+1} :

$$H_{t+1} = H(h, D_t, D_{t+1}, M_{t+1} \mid A, J). \quad (2.2)$$

La productividad marginal de cada uno de los bienes depende de la realización de h y difiere entre los individuos según sus características personales, A , y las del seguro sanitario contratado, J . Dada una realización de h , la edad y las enfermedades crónicas reducen la productividad marginal de la asistencia sanitaria y actúan como catalizadores del efecto perjudicial provocado por los bienes nocivos. El sexo es otro de los factores biológicos que pueden condicionar la producción de salud en un sentido, a priori, difícil de predecir. De acuerdo con la hipótesis de Grossman (1972a,b), la educación interviene en el proceso de producción como un generador de eficiencia. Esta mayor capacidad para generar salud de los más educados tiene que ver, en el caso de la asistencia sanitaria, con aspectos tan importantes como el cumplimiento del tratamiento prescrito por el médico, la comprensión del mismo por parte del paciente o, simplemente, el tipo de servicio utilizado. Las características del seguro sanitario condicionan el tipo y la calidad de los servicios utilizados. Por ejemplo, un ciudadano español que tenga cobertura sanitaria pública y necesite atención especializada deberá consultar previamente a un médico generalista. Sin embargo, un seguro privado puede permitir el acceso directo del paciente al médico especialista.

Los incentivos económicos afectan al consumidor a través de su restricción presupuestaria. Denotamos por Y_t e Y_{t+1} las rentas (netas de impuestos y cotizaciones a la Seguridad Social) disponibles en cada período. En este modelo, la renta se supone exógena. Este supuesto elimina cualquier consideración acerca de la existencia de una demanda de salud por motivo de inversión.

Al comienzo del periodo t , y antes de conocer la realización de h , todos los ciudadanos están cubiertos por el seguro público, pero pueden decidir contratar un seguro privado a cambio de

una prima P_j ,

$$Y_{tj} + P_j = Y_t.$$

Los bienes incluidos en D se adquieren en el mercado a un precio P_D . En el período $t+1$, el individuo dispone de la renta Y_{t+1} y de los recursos financieros s ahorrados en t y retribuidos a un tipo de interés r . Con ese dinero, adquiere los bienes que consumirá ese período y la asistencia sanitaria necesaria para producir H_{t+1} a unos precios representados por el vector \bar{P}_{jm}

$$C_t + P_D D_t + s = Y_{tj} \quad (2.3)$$

$$C_{t+1} + P_D D_{t+1} + \bar{P}'_{jm} M_{t+1} = Y_{t+1} + (1+r)s. \quad (2.4)$$

Conviene detenerse un momento en el significado del precio de la asistencia sanitaria en un sistema sanitario como el español. El Sistema Nacional de Salud garantiza la atención médica a todos los ciudadanos sin exigir contraprestación monetaria por servicio recibido. Ello no implica, de ningún modo, que la asistencia sanitaria cubierta por un seguro, bien público o privado, pueda considerarse gratuita. Por una parte, los impuestos, las cotizaciones y las primas pagadas en los seguros privados imputan un coste a la atención sanitaria total recibida por los individuos. Por otra parte, el sistema de racionamiento de los servicios sanitarios por medio de colas y listas de espera exige al paciente la dedicación de una parte -en ocasiones considerable- de su tiempo para recibir atención médica. La magnitud del coste del tiempo para el individuo depende de las facilidades de acceso al servicio y del tipo de actividad que deba interrumpir para realizar la consulta (ver Coffey, 1983, Wagstaff, 1986 y Cauley, 1987). Este hecho hace que cada persona se enfrente a un precio distinto de la asistencia sanitaria según cuál sea su lugar de residencia, la organización de los servicios a los que acude y la situación profesional que posea. De modo que en el modelo no sólo se considera que la atención sanitaria tiene un precio, sino que, además, éste es diferente para cada usuario.

Una vez definidos los elementos que intervienen en la decisión del individuo y sin otra información adicional, el consumidor maximiza la utilidad esperada

$$E(U_j | A) = \int_h U(C_t, D_t, C_{t+1}, D_{t+1}, H(h, D_t, D_{t+1}, M_{t+1} | A, J) | A) d\Pi(h | A), \quad (2.5)$$

sujeta a las restricciones monetarias (2.3) y (2.4), y $j = 1, \dots, Q$, siendo Q el número de coberturas sanitarias diferentes que existen.

2.2.2 El modelo empírico.

En este apartado, se especifican formas funcionales de la función de utilidad y la función de producción de salud, siguiendo los mismos supuestos de Cameron et al (1988). El objetivo es obtener expresiones de las demandas que puedan ser estimadas.

Para resolver el modelo se sigue un enfoque dinámico. En primer lugar, se calculan las demandas ex-post o demandas del individuo condicionadas a la realización de las enfermedades h^* y a la elección óptima de su cobertura sanitaria. A continuación se sustituyen las demandas óptimas en la función de utilidad y se integra sobre las posibles realizaciones de h . La elección óptima de cobertura sanitaria se obtiene como resultado de maximizar en j las funciones de utilidad indirecta obtenidas en la etapa anterior. En este trabajo sólo nos vamos a centrar en las demandas óptimas de los inputs de producción de salud, dada la elección de cobertura sanitaria.

Suponemos que los individuos son aversos al riesgo y tienen preferencias homotéticas. La utilidad ex-post del individuo, una vez que conoce h^* y ha elegido la cobertura sanitaria, se define por la siguiente función

$$U = C_t B_t^\beta N_t^\eta (C_{t+1} B_{t+1}^\beta N_{t+1}^\eta)^{1+\sigma} H(M_{t+1}, B_t, N_t, B_{t+1}, N_{t+1}, | h^*, A, J)^{v(A)(1+\sigma)} \quad (2.6)$$

El vector de bienes D_k , $k = t, t+1$ presentado en la sección anterior, se ha desglosado en el subvector de bienes con efectos saludables, B_k , y el subvector de bienes con repercusiones nocivas para la salud, N_k .

Cada individuo valora de forma diferente su salud y esa valoración está determinada por v que es función de las características personales, A , siendo $v(A) \geq 0$. Un valor nulo de este parámetro elimina cualquier vía de intervención de la asistencia sanitaria en el bienestar del individuo y cualquier percepción de los efectos nocivos de N_k en la salud. Bajo el supuesto de aversión al riesgo, $-1 < \sigma < 0$.

Se supone una tecnología de producción de salud Cobb-Douglas. Los factores productivos

son las L formas distintas de atención sanitaria incluidas en el vector M_{t+1} , así como los bienes B y N consumidos en ambos periodos

$$H = B_t^{b_t^*} N_t^{n_t^*} B_{t+1}^{b_{t+1}^*} N_{t+1}^{n_{t+1}^*} \prod_{l=1}^L M_{tl}^{\alpha_l^*}. \quad (2.7)$$

Aunque por razones de notación no se especifica, los parámetros que definen la tecnología son funciones diferentes del argumento ($h \mid A$) y toman valores positivos, si corresponden a bienes saludables, y negativos, en el caso de los bienes nocivos. Si suponemos que h representa la enfermedad, entonces $\partial b_t / \partial h$, $\partial b_{t+1} / \partial h$, $\partial \alpha_l / \partial h \geq 0$ y $\partial n_t / \partial h$, $\partial n_{t+1} / \partial h \leq 0$. Es decir, una enfermedad provoca un aumento del peso que tiene los inputs saludables en la función de producción, pero también el efecto negativo de los bienes nocivos. Por ejemplo, el efecto marginal que tiene una consulta médica en la salud de una persona enferma es mayor que en la de una sana; un cigarrillo fumado por una persona sana es prácticamente inocuo, pero puede ser dañino para una persona con una afección pulmonar. Las ventajas y desventajas en términos de salud que el individuo obtiene, respectivamente, del consumo de los bienes B y N son crecientes en el tiempo, es decir, $b_t \leq b_{t+1}$ y $n_t \geq n_{t+1}$. El asterisco $*$ denota que, en problema ex-post, los parámetros toman valores concretos definidos por h^* .

La elasticidad-escala de la función de producción es, en este caso,

$$\epsilon_H^* = \sum_{l=0}^L \alpha_l^* + b_t^* + b_{t+1}^* + n_t^* + n_{t+1}^*,$$

y representa el aumento porcentual que experimenta el nivel de producción cuando se incrementan todos los factores un uno por cien. Grossman (1972a,1972b) y todos los trabajos basados en su modelo, suponen rendimientos constantes a escala en la producción de salud, es decir, $\epsilon_H^* = 1$. Aunque existen razones analíticas que justifican la adopción de este supuesto, es criticable en un contexto de producción de salud. La salud puede aumentar hasta un nivel que podríamos calificar como “óptimo”, a partir del cual el consumo de bienes que intervienen en su producción no tiene más sentido que el de mantener ese nivel de salud, prevenir posibles enfermedades o anular los efectos perjudiciales de otros bienes. Por tanto, parece más apropiado suponer que la producción de salud de las personas se lleva a cabo con rendimientos decrecientes a escala,

y por tanto $0 < \epsilon_H^* < 1$. Pollack y Watcher (1975) demuestran que este supuesto puede tener repercusiones negativas si nuestro interés se centra en la demanda de salud. En ese caso, los rendimientos decrecientes implican que el precio sombra de la salud depende de las preferencias del individuo (su productor) que entonces estaría actuando como monopsonista. El supuesto, sin embargo, es inocuo si lo sólo estamos interesados en la demanda de los factores productivos, como es nuestro caso.

El problema ex-post del consumidor, es decir, el problema después de realizarse h es el siguiente:

$$\max_{C_t, C_{t+1}, B_t, B_{t+1}, N_t, N_{t+1}, M_{lt+1}} \quad C_t B_t^\beta N_t^\eta \left(C_{t+1} B_{t+1}^\beta N_{t+1}^\eta \right)^{1+\sigma} \left(B_t^{b_t^*} N_t^{n_t^*} B_{t+1}^{b_{t+1}^*} N_{t+1}^{n_{t+1}^*} \prod_{l=1}^L M_{lt+1}^{\alpha_l^*} \right)^{v(1+\sigma)}$$

$$\text{s.a.} \quad (1+r)(C_t + P_B B_t + P_N N_t) + C_{t+1} + P_B B_{t+1} + P_N N_{t+1} + \sum_{l=1}^L P_{lj} M_{lt+1} = Y$$

siendo $Y = Y_{t+1} + (1+r)Y_{tj}$. Combinando las condiciones de optimalidad de primer orden, se obtienen las siguientes funciones de demanda:

$$C_t^* = (1+r)^{-1}(1+\theta^*)^{-1}Y \quad (2.8)$$

$$B_t^* = \frac{(1+r)^{-1}(1+\theta^*)^{-1}(\beta + v(1+\sigma)b_t^*)Y}{P_B} \quad (2.9)$$

$$N_t^* = \frac{(1+r)^{-1}(1+\theta^*)^{-1}(\eta + v(1+\sigma)n_t^*)Y}{P_N} \quad (2.10)$$

$$M_{lt+1,j}^* = \frac{v\alpha_l^*(1+\sigma)(1+\theta^*)^{-1}}{P_{lj}}Y \quad l = 1, \dots, L \quad (2.11)$$

$$C_{t+1}^* = (1+\sigma)(1+\theta^*)^{-1}Y \quad (2.12)$$

$$B_{t+1}^* = \frac{(1+\sigma)(1+\theta^*)^{-1}(\beta + v(1+\sigma)b_{t+1}^*)Y}{P_B} \quad (2.13)$$

$$N_{t+1}^* = \frac{(1+\sigma)(1+\theta^*)^{-1}(\eta + v(1+\sigma)n_{t+1}^*)Y}{P_N} \quad (2.14)$$

En las ecuaciones, $\theta^* \neq -1$, representa la aversión relativa al riesgo con respecto a la renta¹, y tiene la siguiente expresión

$$\theta^* = \beta + \eta + (1 + \sigma)(1 + \beta + \eta) + v(1 + \sigma)\epsilon_H^*.$$

Las proporciones de renta destinadas al consumo de cada uno de los bienes responden frente a cambios en los parámetros que definen las preferencias y la función de producción de salud. Algunos ejercicios sencillos de estática comparativa muestran los siguientes resultados.

- De las ecuaciones (2.10) y (2.14) se deduce que, aunque $\eta > 0$, si la salud es relevante para el individuo y, por tanto $\nu > 0$, la demanda de N_t^* será cero si

$$\eta + v(1 + \sigma)n_t^* \leq 0.$$

y como $n_t^* \geq n_{t+1}^*$, ocurrirá lo mismo con N_{t+1}^* . Por el contrario, el individuo tiene incentivos para demandar los bienes incluidos en B , aunque $\beta = 0$, siempre que su valoración de la salud sea positiva.

- El efecto de una enfermedad se transmite a la demanda de los bienes a través de los parámetros de la tecnología de producción de salud,

$$\frac{\partial M_{t+1}^*}{\partial h^*} = \frac{v(1 + \sigma) \left((1 + \theta^*) \frac{\partial \alpha_t^*}{\partial h^*} - v \alpha_t^* (1 + \sigma) \frac{\partial \epsilon_t^*}{\partial h^*} \right)}{(1 + \theta^*)^2} \frac{Y}{P_{mj}}$$

de modo que, cuanto mayor sea la especificidad del servicio médico para tratar la enfermedad, mayor serán $\partial \alpha_l / \partial h$ y la proporción de renta destinada a asistencia sanitaria. Si existen otros tratamientos médicos más adecuados u otros bienes distintos a los sanitarios más productivos para curar la enfermedad, entonces $\partial \epsilon_l / \partial h$ será mayor y la proporción de renta destinada a M_l disminuirá en aras de esos otros consumos. Por otra parte, si la

¹El coeficiente de aversión relativa al riesgo se calcula como

$$\theta = - \frac{V''(Y)}{V'(Y)} Y$$

donde $V''(Y)$ representa la segunda derivada de la función indirecta de utilidad respecto a la renta y $V'(Y)$ la primera derivada de la utilidad respecto a la misma variable.

enfermedad incrementa de manera importante el efecto perjudicial de los bienes nocivos, $\partial \epsilon_l / \partial h$ puede ser negativo, lo cual tiene una repercusión positiva sobre la proporción de renta destinada a todo tipo de asistencia sanitaria.

2.2.3 La demanda de asistencia sanitaria.

El objetivo de este apartado es la obtención de una especificación estimable de la demanda de asistencia sanitaria. La ecuación (2.11) representa la demanda ex-post del servicio sanitario l . Vamos a expresarla de forma analíticamente más conveniente,

$$M_{lt+1,j}^* = v \alpha_l^* (1 + \theta^*)^{-1} \exp(\log(1 + \sigma) - \log \bar{P}_{jl} + \log Y) .$$

La demanda esperada, antes de la realización de h , se obtiene resolviendo el problema de optimización para cada posible realización de h , ponderando cada uno de los resultados por la probabilidad a priori de que ocurra, $\Pi(h \mid A)$, es decir

$$E_h(M_{lj}^*) = \int M_{lj}^* d\Pi(h \mid A).$$

Siguiendo a Cameron et al. (1988) suponemos que:

$$\int \alpha_l^* (1 + \theta^*)^{-1} d\Pi(h \mid A) = \exp(Z' \beta_l + \epsilon_l)$$

donde el vector Z incluye las características personales, A , el grado de aversión al riesgo, σ , y los posibles estados de salud que pueden afectar al individuo, h . El vector de parámetros β_l recoge entonces los efectos marginales de cada una de esas variables que, en el caso de las características personales, son los efectos totales que resultan de agregar su impacto en la valoración de la salud, en la tecnología de producción de salud y en las probabilidades a priori de sufrir una enfermedad.

Tal y como se expuso en el apartado anterior, el precio de la asistencia sanitaria al que se enfrenta cada usuario no sólo depende del precio de mercado de los servicios -cuando no están cubiertos por ningún seguro sanitario- sino también del tipo de cobertura sanitaria y de la situación profesional del individuo en cuestión. En consecuencia, podemos expresar el

logaritmo de los precios como una función de todas estas variables

$$-\log P_{jl} = \psi_l P_l + \eta_{jl} T_j + \sum_{k=1}^K \gamma_{kl} R_k,$$

donde T_j es una variable artificial que toma valor uno si el individuo ha elegido el seguro sanitario j , R_k , $k = 1, \dots, K$ otras variables artificiales que recogen los posibles estatus profesionales de los individuos y P_l representa el precio de mercado del servicio sanitario l . Cabe esperar que los coeficientes η_{jl} y γ_{kl} sean más negativos cuanto mayor sea el tiempo de espera para acceder a los servicios cubiertos por el seguro, en el primer caso, y cuanto mayor sea la pérdida económica causada por la interrupción en la actividad profesional, en el segundo caso.

Por último, introducimos Q variables artificiales que recogen si el individuo posee o no cada una de las coberturas sanitarias que existen dentro del sistema. De esta manera obtenemos la expresión de la demanda de asistencia sanitaria sin condicionar a la elección del seguro sanitario. La renta se introduce siguiendo la misma especificación que las otras variables. De modo que la expresión final de la demanda que se estima en los próximos dos capítulos responde a la siguiente forma funcional:

$$E(M_l | Z, P_l, T_1, \dots, T_Q, R_1, \dots, R_k, Y) = \exp \left(Z' \beta_l + \psi_l P_l + \sum_{j=1}^Q \eta_{jl} T_j + \sum_{k=1}^K \gamma_{kl} R_k + \varphi_l Y + \epsilon_l \right) \quad (2.15)$$

La demanda de asistencia sanitaria se suele aproximar mediante la demanda atendida, medida como el volumen de servicios utilizado por el individuo y expresado en términos de gasto o de frecuentación, según el tipo de datos disponible. Si no se añade ninguna puntualización adicional, aproximar la demanda mediante la utilización supone aceptar que el paciente es el único responsable de la cantidad final de servicios utilizada. Stoddart y Barer (1981) apuntan que esta aproximación es errónea cuando existen incentivos a la inducción de la demanda por parte de los profesionales sanitarios. En este caso, la especificación del modelo empírico podría mejorarse considerando los dos componentes de la misma: la utilización iniciada por el paciente, que respondería a los incentivos que acabamos de presentar en el modelo, y la utilización inducida por el médico, cuya existencia se puede contrastar incluyendo variables relacionadas con la dotación de recursos humanos sanitarios en la población de referencia. En los capítu-

los siguientes se plantea una especificación econométrica de la frecuencia de utilización de los servicios que contempla esta posibilidad.

2.3 Fuentes de información en España.

En esta sección se presentan los datos que se utilizan para estimar el modelo (2.15) en los dos capítulos siguientes. La principal fuente de información ha sido la Encuesta Nacional de Salud de 1993, complementada en el apartado socioeconómico con la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91. A continuación, se describen las características principales de ambas encuestas y la metodología que permite utilizarlas de forma complementaria.

2.3.1 La Encuesta Nacional de Salud 1993 (ENS93) y la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91 (EPF90-91).

La Encuesta Nacional de Salud de 1993 fue elaborada por el Ministerio de Sanidad y Consumo entre enero y febrero de ese mismo año. Las fases de diseño, selección de la muestra, trabajo de campo y codificación fueron encargadas al Centro de Investigaciones Sociológicas. En la confección de la encuesta se utilizaron dos modelos de cuestionarios: uno destinado a la población infantil (entre uno y dieciséis años) y otro dirigido a la población adulta (de dieciséis y más años). En la investigación que se presenta a continuación, se ha utilizado exclusivamente la información sobre adultos.

La ENS93 ofrece información sobre 21.061 individuos mayores de dieciséis años. La muestra está diseñada manteniendo cuotas de sexo y edad entre la población no institucionalizada de todo el territorio nacional. Las preguntas que componen los cuestionarios se organizan en cuatro bloques referidos a morbilidad percibida, utilización de servicios sanitarios, hábitos de vida y aspectos sociodemográficos de los encuestados y sus hogares. El apartado relativo a asistencia sanitaria recoge información sobre el número de consultas al médico, el número de consultas urgentes, la cantidad de medicamentos consumidos, el número de hospitalizaciones y la utilización de atención bucodental.

Una de las mayores virtudes de las encuestas nacionales de salud consiste en que su campo de muestreo incluye a personas que no han utilizado los servicios sanitarios en el período de

referencia. Este aspecto es importante, ya que entre las personas que no han sido usuarias de estos servicios se encuentran no sólo las “sanas”, sino también aquellas con necesidades sanitarias no expresadas o con demandas no atendidas.

Aunque las encuestas de salud son la fuente de datos más adecuada para un estudio sobre demanda de asistencia sanitaria, no deben olvidarse sus carencias. En el caso de la ENS93, destacamos las siguientes:

- En primer lugar, la exclusión que se hace en la encuesta de ciertos colectivos institucionalizados (asilos, cárceles, centros psiquiátricos, etc.) y la baja probabilidad de entrevistar a personas con problemas de salud graves, nos privan de una información valiosa a efectos de política sanitaria.
- En segundo lugar, el hecho de que los datos sobre utilización de asistencia sanitaria estén basados en respuestas retrospectivas, aumenta la probabilidad de que el individuo no recuerde con exactitud los distintos sucesos y, por tanto, disminuye la fiabilidad de las respuestas. La ENS93 reduce este riesgo ajustando el periodo de referencia a las características del servicio sanitario y eliminando del cuestionario los detalles sobre el tipo de consulta realizada: motivo, cobertura, especialidad médica, etc.. Sin embargo, esta simplificación de los cuestionarios limita de forma importante las conclusiones del análisis. Si bien es cierto que hechos infrecuentes, como las consultas urgentes y hospitalizaciones, se recuerdan con mayor intensidad y durante más tiempo que aquellos acontecimientos habituales y de menor transcendencia, como las consultas al médico, también es cierto que un periodo de referencia excesivamente corto genera una proporción excesiva de no usuarios que limita la flexibilidad de ciertas técnicas econométricas, como tendremos oportunidad de comprobar. Por otra parte, la imposibilidad de distinguir las características particulares de cada una de las consultas realizadas restringe la relevancia de los resultados desde el punto de vista de política sanitaria, como se verá también en capítulos posteriores.
- Otra de las carencias de la ENS93 es la ausencia de información sobre la renta de los entrevistados.

Una de las aportaciones de esta tesis consiste en subsanar esta última carencia de ENS93. Con ese propósito hemos recurrido a una fuente de información adicional: la Encuesta de Pre-

supuestos Familiares de 1990-91 (EPF90-91). Esta encuesta ha sido elaborada por el Instituto Nacional de Estadística y presenta una amplia información socioeconómica sobre 21.115 hogares españoles. Asimismo, ofrece datos sobre las 72.123 personas que pertenecen a esos hogares. Sin embargo, contiene escasa información sanitaria que se restringe al gasto privado realizado por los hogares y al tipo de cobertura sanitaria de los miembros del hogar. La descripción de los ficheros y variables de la EPF90-91 utilizados en esta investigación se presenta en Arévalo et al. (1995).

2.3.2 Compatibilidad de la ENS93 y la EPF90-91 para la estimación de una ecuación de renta.

La ENS93 y la EPF90-91 tienen en común un conjunto de variables explicativas del nivel de renta de los hogares españoles que ofrece la posibilidad de utilizar de forma complementaria la información de ambas bases de datos. A primera vista, las dos encuestas muestran indicios que cuestionan su compatibilidad. En primer lugar, han sido elaboradas por diferentes agencias, de modo que ni el diseño muestral, ni la definición de todas las variables son idénticas.

Como se observa en la Tabla 2.1, existen discrepancias considerables entre los estadísticos descriptivos de algunas variables comunes procedentes de una y otra encuesta, una vez depuradas las no respuestas en ambas bases de datos². Sin embargo, a efectos de combinar ambas encuestas, no nos interesa tanto la distribución marginal de las variables, sino contrastar si los individuos pertenecientes a las poblaciones entrevistadas en ambas encuestas responden de forma semejante y con la misma intensidad frente a estímulos iguales. Para comprobar esta hipótesis, realizamos el siguiente contraste informal. Se buscó una decisión económica que pudiese ser modelizada en ambas encuestas. Esta decisión fue la de contratar un seguro médico privado añadido a la cobertura de financiación pública. A continuación se estimó la misma especificación Logit con datos de una y otra encuesta. Para la selección de las variables explicativas nos basamos en el modelo de demanda de seguro privado de González (1995). Siguiendo este trabajo, las variables consideradas fueron la edad y sexo del entrevistado, el nivel de estudios y la ocupación del cabeza de familia, el tamaño del hábitat y la comunidad autónoma

²La eliminación de las personas que no respondieron a las preguntas necesarias para realizar las pruebas de complementariedad entre ambas encuestas, y para recuperar la información sobre renta, redujeron el tamaño muestral a 18.046 individuos en la ENS93 y 21.102 hogares en la EPF90-91.

de residencia. Los resultados se presentan en la Tabla 2.2. A partir de ellos se predijeron las probabilidades de decisión de compra de un seguro privado para los individuos entrevistados en la ENS93, utilizando los coeficientes estimados con datos de la EPF90-91 y los obtenidos con la propia ENS93. La correlación entre las probabilidades estimadas con ambos modelos fue 0.94.

Si bien es cierto que resultado no es concluyente respecto a la complementariedad de las muestras, sí puede tomarse como una evidencia a favor de un efecto similar de las variables explicativas en las dos muestras.

2.3.3 Imputación de la renta familiar a los individuos de la ENS93.

La estimación del modelo de renta se llevó a cabo a partir de las variables de la EPF90-91 presentadas en la Tabla 2.1. Como viene siendo habitual en la literatura, se seleccionó el gasto total en bienes de consumo realizado por los hogares de la muestra como indicador de renta. No se ha considerado el ingreso declarado debido a los problemas de fiabilidad de las respuestas.

Denotamos por G_i , el gasto total de los hogares y por Z_i el vector $k \times 1$ de variables explicativas del modelo. La especificación habitual utilizada en la estimación del ingreso o del salario de los individuos es lineal exponencial

$$\ln G_i = Z_i' \gamma + \epsilon_i \quad i = 1, \dots, N \quad (2.16)$$

donde $\epsilon_i \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$.

Debido a la finalidad predictiva del modelo, sólo se han mantenido las variables significativas. Estas variables fueron la edad media de los adultos que conviven en el hogar, la composición del hogar -distinguiendo niños de adultos- el nivel de estudios y el estatus laboral del cabeza de familia. Asimismo se incluyeron variables geográficas, en concreto la comunidad autónoma de residencia y el tamaño de la población.

Los resultados finales se presentan en la Tabla 2.3. Como se observa, el R^2 del modelo es 0.49, lo cual supone un ajuste bastante bueno de los datos, dado que los datos proceden de una encuesta de hogares.

La estimación del modelo muestra un efecto positivo y cóncavo de la edad media de los adultos en la posición económica del hogar. Como es habitual en este tipo de modelos, el nivel

educativo del cabeza de familia aparece como un predictor importante de la renta familiar, así como su situación profesional. También existen diferencias importantes en la renta media de los hogares por comunidades autónomas y por tamaño de población, en concreto la residencia en zonas urbanas explica una renta más elevada.

La imputación de la renta estimada del hogar a los entrevistados en la ENS93 se realizó sustituyendo en el modelo estimado (2.16) las variables explicativas procedentes de la EPF90-91 por sus homónimas en la ENS93. La media y la desviación típica de la variable original en la EPF90-91 y la estimada para la ENS93 aparece en la Tabla 2.1.

En los dos capítulos siguientes de esta tesis se estudian los factores explicativos de la utilización de asistencia sanitaria en España relativa a tres tipo de servicios: las consultas al médico, las consultas urgentes y las consultas al dentista. Dentro del Sistema Sanitario español, los dos primeros servicios son de producción y financiación mayoritariamente pública, mientras que la mayor parte de las prestaciones sanitarias dentales están excluidas de la cobertura pública. Como se verá más adelante, la renta del hogar tiene un impacto diferente e incluso una interpretación distinta como factor explicativo de la utilización de cada uno de los servicios considerados

2.4. Apéndice de tablas

TABLA 2.1: COMPARACION DESCRIPTIVA DE LA INFORMACION DE LA ENS93 Y DE LA EFP90-91.

Los estadísticos están ponderados por los factores de elevación de cada una de las encuestas.

VARIABLES	MEDIA	D.T.	MEDIA	D.T.
	ENS	ENS	EPF	EPF
Edad media de los adultos del hogar	44.71	13.95	46.24	15.49
Cabeza de familia sin estudios	0.18	0.38	0.26	0.44
Cabeza de familia con estudios primarios	0.52	0.50	0.55	0.49
Cabeza de familia con estudios secundarios	0.14	0.35	0.10	0.30
Cabeza de familia diplomado	0.06	0.24	0.04	0.20
Cabeza de familia licenciado o superior	0.08	0.28	0.04	0.19
Número de adultos en el hogar	2.74	1.22	2.53	1.10
Número de niños en el hogar	0.71	0.98	0.85	1.10
Cabeza de familia ocupado	0.41	0.49	0.58	0.49
Cabeza de familia parado	0.09	0.29	0.05	0.22
Cabeza de familia inactivo	0.50	0.50	0.36	0.48
Residencia en núcleo urbano	0.51	0.50	0.51	0.50
Asturias	0.03	0.17	0.03	0.17
Baleares	0.02	0.14	0.02	0.13
Cantabria	0.01	0.11	0.01	0.11
Cataluña	0.16	0.37	0.15	0.36
Extremadura	0.03	0.16	0.03	0.17
Galicia	0.07	0.26	0.07	0.25
Madrid	0.12	0.33	0.12	0.33
Navarra	0.01	0.11	0.01	0.11
País Vasco	0.05	0.23	0.05	0.22
Ceuta y Melilla	0.003	0.05	0.003	0.05
Log(renta), observada en la EPF y estimada en la ENS	14.78	0.47	14.51	0.65

TABLA 2.2: ESTIMACIONES LOGIT DE LA PROBABILIDAD DE TENER DOBLE COBERTURA SANITARIA CON DATOS DE LA ENS93 Y DE LA EPF 1990-91.

VARIABLES	ENS93	EPF90-91
Constante	-5.524 (0.286)	-4.571 (0.323)
Edad del entrevistado	0.048 (0.012)	0.057 (0.012)
Edad del entrevistado (al cuadrado)	-0.0005 (0.0001)	-0.0005 (0.0001)
Mujer	0.041 (0.075)	0.088 (0.073)
Cabeza de familia con estudios secundarios	0.866 (0.101)	0.665 (0.083)
Cabeza de familia diplomado	1.135 (0.127)	0.690 (0.116)
Cabeza de familia licenciado	1.339 (0.119)	1.016 (0.125)
Número de personas con más de 65 años	0.156 (0.069)	0.093 (0.050)
Número de niños en el hogar	-0.169 (0.055)	-0.123 (0.037)
C.f. parado	-0.533 (0.242)	-0.309 (0.161)
C.f. directivo	0.812 (0.149)	0.614 (0.230)
C.f. profesional	0.543 (0.120)	0.114 (0.116)
C.f. empresario	0.774 (0.098)	0.618 (0.085)
Tmun1	-0.377 (0.113)	-0.399 (0.076)
Tmun2	-0.228 (0.090)	-0.278 (0.063)
Aragón	0.604 (0.196)	0.653 (0.110)
Baleares	2.356 (0.129)	1.176 (0.126)
Cataluña	1.992 (0.101)	1.701 (0.070)
Madrid	1.658 (0.112)	1.403 (0.101)
La Rioja	1.156 (0.178)	1.105 (0.156)
Canarias	-1.505 (0.584)	-0.433 (0.212)
Log-ver	-3323.2	-5722
% Concordante	81.2	71.5

(*) Errores estándar robustos entre paréntesis.

TABLA 2.3: ESTIMACIONES DEL NIVEL DE RENTA DE LOS
ENTREVISTADOS.ENCUESTA EPF 1990-91

VARIABLES	MCO (*)
Constante	13.770 (0.042)
Edad media de los adultos del hogar	0.013 (0.002)
Edad media de los adultos del hogar (cuadrado)	-0.0002 (0.000)
Cabeza de familia sin estudios	-0.196 (0.008)
Cabeza de familia con estudios secundarios	0.208 (0.010)
Cabeza de familia diplomado	0.368 (0.014)
Cabeza de familia licenciado	0.427 (0.015)
log(Número de adultos en el hogar+0.5)	0.554 (0.009)
log(Número de niños en el hogar+0.5)	0.118 (0.007)
Cabeza de familia parado	-0.210 (0.017)
Cabeza de familia inactivo	-0.112 (0.010)
Residencia en núcleo urbano	0.118 (0.007)
Asturias	0.124 (0.022)
Baleares	0.206 (0.022)
Cantabria	0.068 (0.025)
Cataluña	0.162 (0.012)
Extremadura	-0.111 (0.018)
Galicia	0.045 (0.012)
Madrid	0.217 (0.016)
Navarra	0.281 (0.021)
País Vasco	0.139 (0.012)
Ceuta y Melilla	-0.299 (0.033)
R ²	0.49

(*) Errores estándar robustos entre paréntesis.

Capítulo 3

La demanda atendida de consultas al médico y servicios urgentes.

RESUMEN: Este capítulo estudia los determinantes de la utilización de las consultas al médico y de la atención urgente en España. La forma reducida de la demanda de asistencia sanitaria se estima a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Salud de 1993, complementada en el apartado socioeconómico con la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91. Las variables dependientes de los modelos de regresión son el número de consultas realizadas por los entrevistados. La comparación de los modelos econométricos propuestos muestra la superioridad de la especificación valla Binomial Negativa en la utilización de las consultas al médico y la de un modelo de decisión en una sola etapa basado en la distribución Binomial Negativa en las consultas urgentes. El método de mínimos cuadrados generalizados semiparamétricos se presenta como una técnica de estimación alternativa, que permite inferencias más robustas cuando no se tiene información sobre el proceso que genera los datos. Los resultados confirman la relevancia de los factores biológicos y de los estilos de vida en las decisiones del individuo. Las características particulares del Sistema Nacional de Salud español desvirtúan el papel de la renta como determinante de la capacidad de acceso a los servicios sanitarios, pero conceden relevancia al coste de oportunidad del tiempo de los ciudadanos. Por último, no hallamos resultados concluyentes que confirmen la hipótesis de una demanda inducida por la oferta en las consultas al médico.

3.1 Introducción.

En este capítulo se estudian los factores que explican la demanda atendida de dos servicios: las consultas ordinarias al médico y las consultas a los servicios de urgencia. El interés de la consulta médica ordinaria, bien sea de atención primaria o especializada, se debe a que es la principal vía de entrada a cualquier sistema sanitario. Se trata del servicio sanitario más frecuentado y, por tanto, más permeable a las condiciones de acceso y a las propias características de los usuarios. Las consultas a los servicios de urgencia tienen otros matices añadidos que las hacen particularmente relevantes. En teoría, se trata de una atención extraordinaria, ligada a estados de urgencia médica¹. En la práctica, sucede que la gravedad no se puede objetivar fácilmente y su presencia se diluye entre el efecto perverso de ciertos elementos que conforman la estructura social de la comunidad de referencia, provocando utilizaciones inadecuadas o, en el peor de los casos, fraudulentas de estos servicios. En un estudio elaborado por Alonso et al. (1993), se presenta una recopilación de investigaciones acerca del uso impropio de los servicios de urgencia hospitalarios españoles. Los datos que allí se ofrecen identifican como consultas inapropiadas porcentajes que oscilan entre el 35,5 % y el 71,2 % -según los hospitales- del total de consultas urgentes atendidas. Entre quienes utilizan de forma inapropiada los servicios urgentes están los que los utilizan como cortocircuitos del sistema, es decir, como una forma de evitar el paso por la atención primaria y las listas de espera para acceder a la atención especializada. Otra veces, el mal uso de las urgencias está asociado a problemas de percepción de la gravedad o a la somatización de ciertas circunstancias sociales, que podrían ser resueltas por otro nivel asistencial.

La demanda de ambos servicios se va a medir por el número de consultas al médico y el número de consultas urgentes realizadas por los individuos entrevistados en la Encuesta Nacional de Salud (ENS93) durante el periodo de referencia, quince días y un año, respectivamente. Se trata en ambos casos de datos de recuento, es decir, datos que toman exclusivamente valores enteros, incluido el cero. Plantearemos dos enfoques para modelar esta decisión de los individuos que, a su vez, van a motivar dos modelos econométricos diferentes. En primer lugar, vamos a suponer que los datos nos permiten medir la demanda que resulta del modelo presentado en el

¹La urgencia médica se define como aquella situación que surge cuando al producirse un cambio en la salud del individuo éste, o las personas responsables de él, consideran que es preciso una actuación médica inmediata.

capítulo anterior. En este caso, el proceso generador de los datos puede modelarse mediante la distribución Poisson. Sin embargo, esta especificación se ha demostrado que es muy restrictiva cuando se trabaja con este tipo de modelos econométricos, donde, en general, la varianza es mayor que la media, fenómeno conocido como de sobredispersión. Para resolver este problema se han introducido formas paramétricas más flexibles, como la Binomial Negativa o la Geométrica, que permiten mayor o menor dispersión que la impuesta por la distribución Poisson. Esta flexibilidad conlleva la inclusión de parámetros adicionales no siempre relevantes en el análisis. Dado que sólo estamos interesados en la estimación de los parámetros de la esperanza condicional, se puede prescindir de una parametrización previa de la distribución, estimando los parámetros de la media por mínimos cuadrados generalizados (MCG) no lineales, como han sugerido Robinson (1987) y Delgado (1992), entre otros. Las varianzas condicionales, en este caso, no se parametrizan y son estimadas de forma no paramétrica. Estos estimadores son los pesos en el procedimiento de MCG. Las estimaciones de los parámetros de la media obtenidas mediante este procedimiento son consistentes y asintóticamente eficientes si la especificación del modelo de regresión es correcta. En este capítulo, los resultados del estimador semiparamétrico se comparan con los obtenidos por máxima verosimilitud Poisson y Binomial Negativa.

El segundo enfoque corresponde a quienes defienden que la asimetría de información que caracteriza la relación médico-paciente (Arrow, 1965), unida a los incentivos económicos a los que se enfrenta el personal sanitario, inducen una usurpación de la soberanía del paciente por parte de quienes les prestan los servicios médicos. Desde el punto de vista empírico, este supuesto implica que el proceso de decisión del individuo se divide en dos partes. En la primera, es el paciente quien decide contactar con los servicios. Una vez que decide establecer el contacto, el usuario delega su soberanía en el médico que, condicionado por incentivos económicos, de prestigio, o simplemente por lo que él considera una buena práctica médica, acaba determinando la cantidad final de servicios que recibe el enfermo. En este capítulo, se contrasta la plausibilidad de esta hipótesis en el caso de las consultas al médico, estimando un modelo valla basado en la distribución Binomial Negativa, como sugieren Pohlmeier y Ulrich (1995).

En la siguiente sección se hace una descripción de los datos utilizados en la estimación de los modelos de demanda. Los diferentes modelos econométricos que se han utilizado en el estudio de la demanda de asistencia sanitaria, así como los métodos de estimación aplicados se

presentan en la sección 3.3. Por último, se comparan los modelos y se describen los resultados obtenidos a partir de las especificaciones elegidas. En un apéndice final se presentan algunos detalles analíticos del trabajo.

3.2 Descripción de los datos.

La muestra utilizada en la estimación de los modelos está formada por hombres y mujeres mayores de 16 años, entrevistados en la Encuesta Nacional de Salud de 1993 (ENS93) y que respondieron a las preguntas relevantes para el estudio. La elevada incidencia de la no respuesta redujo el tamaño muestral original a 14.922 individuos. Los detalles sobre la depuración de las no-respuestas se presentan en la siguiente tabla.

TABLA 3.1
SELECCIÓN DE LA MUESTRA. NC=no contesta.

	Tamaño de la muestra
Muestra total	21.061
menos NC en utilización de asistencia sanitaria	20.532
menos NC en cobertura sanitaria	20.320
menos NC en indicadores de salud	19.308
menos NC en otras preguntas	14.922

La no respuesta de los entrevistados en las encuestas de salud se deriva de la confidencialidad de ciertas cuestiones sobre las que el individuo es interrogado. En general, este hecho no suele abordarse, obviándose de esta manera los problemas potenciales de sesgo de selección muestral que pudieran derivarse del mismo y que, por otra parte, serían difíciles de resolver en este contexto.

De modo que las conclusiones del análisis empírico que se presentan a continuación deben considerarse, en todo caso, condicionadas a la información ofrecida por las personas que sí respondieron a las preguntas seleccionadas para el estudio.

3.2.1 La utilización de las consultas al médico y de los servicios de urgencia.

La utilización de las consultas al médico se obtiene a partir de las respuestas de los entrevistados en la ENS93 a la pregunta: *¿Ha consultado usted con algún médico por algún problema, molestia o enfermedad suya en las dos últimas semanas?. Nos referimos, por supuesto, a una verdadera consulta, y no a una petición de hora o cita ni a la realización de una radiografía o análisis.*

El corto periodo de referencia de las respuestas hace que el porcentaje de no usuarios sea muy elevado, concretamente el 81 %, como se observa en la Tabla 3.2.

En el caso de las urgencias, la variable de utilización se ha construido a partir de las respuestas a las pregunta: *En los últimos 12 meses, ¿ha tenido usted que acudir a algún servicio de urgencias por algún problema o enfermedad propia?.* Un 13 % de los encuestados seleccionados en la muestra declararon haber utilizado estos servicios durante el año previo.

TABLA 3.2
FRECUENCIA DE LAS CONSULTAS

	Número de consultas									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8+	Total
Consultas ordinarias	12038	2218	495	109	29	11	5	2	15	14922
Consultas urgentes	12992	1559	236	74	20	16	6	5	14	14922

Desagregando por las características personales de los entrevistados (Tabla 3.3), se observa que los grupos con mayor proporción de usuarios de consultas al médico son las mujeres, las personas mayores de 45 años, quienes pertenecen a los grupos más bajos de renta, las personas con doble cobertura y los inactivos y parados. Las utilización media de quienes establecieron contacto con los servicios médicos sigue el mismo esquema, excepto en el caso de la cobertura sanitaria y la situación profesional. En cuanto a las urgencias, no se identifican pautas de utilización sistemáticas, aunque sí se observa que la proporción de usuarios se reduce con la edad, y el porcentaje de personas con algún tipo de cobertura privada que realizaron alguna consulta urgente es mayor que en el caso de las personas con cobertura pública.

La ENS93 ofrece información sobre las características de la última consulta realizada durante el periodo de referencia. Así, para los que realizaron alguna consulta ordinaria, conocemos la

especialidad del médico al que acudieron y el motivo de la visita. En la Tabla 3.4 se ofrecen estos detalles. A partir de ellos podemos inferir algunas pautas significativas en el comportamiento de los usuarios.

TABLA 3.3
UTILIZACIÓN POR GRUPOS.

Porcentaje de usuarios. Media y desviación típica del número de consultas realizadas por los que se declararon usuarios.

	MEDICO			URGENCIAS		
	frec.	med.	std.	frec.	med.	std.
Mujeres	0.23	1.38	0.86	0.12	1.39	0.98
Hombres	0.16	1.29	0.76	0.13	1.30	0.93
16-24 años	0.14	1.27	0.80	0.15	1.29	0.85
25-44 años	0.15	1.33	0.82	0.13	1.32	0.97
45-64 años	0.23	1.34	0.80	0.11	1.35	0.93
65 años y más	0.29	1.39	0.86	0.13	1.45	1.08
Primer quintil de renta	0.24	1.41	0.89	0.12	1.50	1.23
Segundo quintil	0.22	1.28	0.69	0.13	1.38	1.00
Tercer quintil	0.18	1.32	0.83	0.12	1.26	0.73
Cuarto quintil	0.16	1.33	0.86	0.15	1.30	0.93
Quinto quintil	0.16	1.35	0.82	0.13	1.29	0.77
Est. < primarios	0.28	1.39	0.73	0.14	1.55	1.24
Est. primarios	0.20	1.35	0.86	0.13	1.35	0.96
Est. secundarios	0.15	1.24	0.71	0.13	1.24	0.77
Est. universitarios	0.15	1.35	0.88	0.13	1.28	0.82
Cobertura pública	0.19	1.34	0.83	0.13	1.34	0.97
Cobertura privada	0.20	1.36	1.03	0.16	1.27	0.63
Cobertura púb. y priv.	0.21	1.32	0.63	0.14	1.37	0.88
Autónomo	0.12	1.33	0.93	0.10	1.24	0.77
Asalariado	0.15	1.35	0.79	0.13	1.25	0.75
Sus labores	0.23	1.31	0.75	0.12	1.41	0.98
Otros inactivos y parados	0.22	1.35	0.85	0.14	1.41	1.09

TABLA 3.4
ESPECIALIDAD CONSULTADA y MOTIVO.

Especialidad del médico y motivo de la última visita realizada por las personas que afirmaron haber acudido al médico en los quince días previos a la entrevista. Porcentajes dentro de cada grupo.

	Generalista	Especialista	Diagnóstico	Revisión	Otros
Mujeres	73.8	26.2	56.5	25.3	18.2
Hombres	76.9	23.1	53.7	24.8	21.5
16-24 años	73.8	26.2	64.9	22.8	12.3
25-44 años	70.9	29.1	63.5	23.1	13.4
45-64 años	74.8	25.2	53.2	26.0	20.8
65 o más años	81.7	18.3	42.9	27.5	29.6
Primer quintil de renta	80.1	19.9	46.5	25.7	27.8
Segundo quintil	78.0	22.0	52.9	22.7	24.4
Tercer quintil	73.5	26.5	58.7	25.6	15.7
Cuarto quintil	72.1	27.9	61.1	26.2	12.7
Quinto quintil	68.6	31.4	62.5	25.7	11.8
Est. < primarios	82.2	17.8	51.2	23.1	25.7
Est. primarios	76.5	23.5	53.1	25.8	21.1
Est secundarios	73.0	27.0	61.9	24.5	13.6
Est. universitarios	62.6	37.4	62.3	26.0	11.7
Cobertura pública	76.5	23.5	55.1	24.8	20.1
Cobertura privada	63.8	36.2	60.9	28.6	10.5
Cobertura pub. y priv.	63.6	36.4	55.5	26.7	17.8

Fuente: Encuesta Nacional de Salud 1993. Elaboración propia.

En primer lugar, se han distinguido las consultas realizadas al generalista de las atendidas por otras especialidades². En una era en la que la medicina se caracteriza por una creciente complejidad terapéutica, es frecuente que el ciudadano identifique atención adecuada con atención sofisticada. Este afán por la atención especializada no siempre se traduce en bienestar. De

²La ENS93 recoge 24 especialidades diferentes aparte de Medicina general.

hecho, una atención especializada aplicada a un paciente que no la requiera no sólo conduce al despilfarro de recursos, sino también al sometimiento innecesario de la persona a procedimientos terapéuticos agresivos (Gervás y Ortún, 1997). Los datos nos muestran que, el médico general tiene una función más importante en la atención pública que en la privada, como cabe esperar de su papel de puerta de entrada a la atención especializada pública. Un 76,5 % de los pacientes con cobertura pública fueron atendidos en la última ocasión por un generalista. Este porcentaje se reduce en 11 puntos en el caso de las personas con seguro privado. La consulta de atención primaria tiende a disminuir en las capas de renta elevadas y en aquellos individuos con mayor nivel de estudios.

En cuanto a los motivos de la consulta, se han separado los motivos de diagnóstico y revisión del resto, es decir, la dispensación de recetas, los partes de alta y baja médica y otro tipo de motivos no declarados. La revisión médica puede entenderse como consulta preventiva o, simplemente, como cumplimiento del tratamiento prescrito. Se observa que los grupos que declararon este motivo con mayor frecuencia son las mujeres, las personas de renta elevada y mayor nivel de estudios, y los pacientes con algún tipo de cobertura privada. Aunque de un análisis de este tipo no se pueden deducir relaciones causales, estos grupos de población son los que se identifican con una mayor demanda de atención preventiva (Kenkel, 1994).

En la Tabla 3.5 se muestran las preferencias de los entrevistados por diferentes centros de atención urgente, según el tipo de cobertura sanitaria que tengan. Se observa que la atención urgente se presta, principalmente, en los servicios de urgencia hospitalarios públicos. Casi el 90 % de los entrevistados que solicitaron atención urgente durante el año previo a la entrevista, utilizaron servicios de la red asistencial pública (ambulatorios y hospitales), de los cuales el 80 % acudieron a un hospital de la Seguridad Social. Estos centros atendieron también al 30.9 % de las personas con cobertura privada que requirieron este tipo de atención.

La atracción que ejercen los hospitales públicos como centros de atención urgente se explica tanto por las facilidades de acceso, como por el gran despliegue de medios sanitarios y tecnológicos que ofrecen. elementos todos ellos que el paciente potencial interpreta como garantía de una atención adecuada.

TABLA 3.5

LUGAR DE ATENCIÓN DE LAS URGENCIAS

Centro sanitario al que acudieron, en su última consulta, las personas que utilizaron servicios de urgencia durante el año previo a la entrevista. Porcentajes por grupos de cobertura sanitaria.

	Hospital		Centro médico		Otros
	Seg. social	Privado	Seg. Social	Privado	
Cobertura pública	82.2	2.25	12.2	1.6	1.6
Cobertura privada	30.9	32.3	4.4	27.9	2.6
Cobertura pub. y priv.	52.6	14.0	12.0	18.7	4.4
Total	78.0	4.3	11.9	3.9	1.9

Fuente: Encuesta Nacional de Salud 1993.

La autonomía del paciente en la decisión de utilizar la atención urgente hospitalaria³ es un aspecto deseable en un servicio que, en principio, se concibe para la atención rápida y eficaz de estados de salud graves. Pero la ausencia de filtros en el acceso a los servicios de urgencia hospitalarios que son, por otra parte, los más caros, también puede facilitar un uso indebido de los mismos al atender a personas que acuden buscando una atención especializada o una hospitalización rápida, eludiendo así las habituales listas de espera. No hay que olvidar que los servicios de urgencia hospitalarios son la principal vía de acceso a los hospitales españoles. Como dato ilustrativo, según la ENS93, de las 1038 personas de nuestra muestra que fueron hospitalizadas durante el año previo a la entrevista, 593 ingresaron en el hospital a través de los servicios de urgencia.

3.2.2 Variables explicativas.

Indicadores de salud.

En la ENS93 aparecen diversos indicadores que miden el impacto físico y emocional de las enfermedades sobre los individuos que las padecen. En todos los casos se trata de salud percibida

³Un 76'5 % de las personas de la muestra que utilizaron estos centros lo hicieron por iniciativa propia o de sus familiares y sin consejo médico.

por la persona, sin ningún tipo de evaluación médica. El lector debe tener en cuenta que las dimensiones de la salud recogidas por los indicadores seleccionados no se consideran variables endógenas en el modelo. No deben interpretarse pues como la demanda de salud que realiza el individuo, ni siquiera como la producción de salud que efectúa durante el periodo. Entendemos las enfermedades crónicas, *ENF.CRONICAS*, como un componente del patrimonio genético o de las características personales del individuo que condiciona todas sus decisiones, sanitarias y no sanitarias. Y, por otra parte, consideramos *ENF.AGUDAS*, y *ACCIDENTES* como la dotación de salud que, de acuerdo con el modelo, la naturaleza asigna a cada persona al comienzo del periodo. Ambas componen, en definitiva, el estado de salud inicial a partir del cual el individuo produce salud combinando los inputs que adquiere en el mercado. La variable *SALUD SUB.* recoge la evaluación personal que realizan los entrevistados de su salud. Esta variable incluye un componente psicológico o de actitud de los entrevistados frente a la salud, que puede explicar una parte de su demanda de asistencia sanitaria.

También se incluyen la *EDAD* y el sexo, *MUJER*, de los entrevistados, como variables explicativas que recogen aspectos ligados a diferencias biológicas y actitudes frente a la salud.

Estilos de vida

Si configurar un sistema de salud adecuado constituye la responsabilidad de las autoridades en cuanto a la salud de los ciudadanos, la adopción de conductas saludables define la mejor o peor gestión de cada individuo en lo que concierne a su salud. La influencia de estas variables ha sido escasamente tratada en modelos empíricos de demanda de asistencia sanitaria. A nuestro entender, se trata de variables relevantes que determinan, en un grado que todavía desconocemos, el proceso de producción de salud en las personas.

En este sentido, diversos estudios han puesto de manifiesto que las personas exhibimos cierta consistencia interna en los patrones de comportamiento que afectan a nuestra salud. Por ejemplo, Hu et al. (1995) encuentran que los fumadores exhiben un mayor nivel de hábitos nocivos que el resto de ciudadanos. Belloc y Breslow (1980) muestran también evidencias acerca de la correlación existente entre los estilos de vida nocivos. Otros artículos hablan de la predisposición de las personas a negar los efectos nocivos de los estilos de vida que practican (Kenkel, 1991) y del rechazo mostrado por las personas a lo que la sociedad les ofrece como

tratamientos compensatorios de sus estilos de vida perjudiciales para la salud, como pueden ser los chequeos médicos de detección precoz de enfermedades. Desde el punto de vista psicológico, estos patrones de comportamiento se pueden explicar aludiendo a antecedentes comunes que tienen que ver con la mayor o menor preferencia de los individuos por la salud, el estrés derivado de la actividad cotidiana y/o una mayor o menor aversión al riesgo. Nuestra hipótesis es que esta consistencia interna del comportamiento se traduce en una despreocupación mayor de las personas con hábitos de vida nocivos ante problemas de salud y en el efecto contrario en las personas que nunca desarrollan tales hábitos. De modo que, frente a un mismo problema de salud, aquellas personas reaccionarán utilizando una menor cantidad de factores productivos de la misma que éstas. Es preciso aclarar que, aquí, los hábitos de vida se entienden como un estatus que el individuo adopta previamente al momento en el que la persona utiliza los servicios sanitarios. Para contrastar esta idea hemos clasificado a los entrevistados de acuerdo a su condición de *FUMADOR*, *EXFUMADOR* o no fumador y consumidor habitual de cantidades elevadas de *ALCOHOL* o de cantidades inferiores.

Educación.

Entre los factores socioeconómicos que inciden en la salud y en la demanda de asistencia sanitaria, la educación es el que mayor volumen de literatura ha generado. Diversos estudios empíricos han encontrado que los años de escolarización muestran una relación significativa con la utilización de asistencia sanitaria. Se han dado diversas explicaciones a este hecho. Grossman (1972a) hace, posiblemente, la aportación más interesante al respecto cuando argumenta que la educación mejora la eficiencia de las personas al combinar los inputs que producen salud. La mayor eficiencia en la utilización de asistencia sanitaria se consigue mediante la mayor capacidad de una persona educada en transformar cantidades menores de cuidados médicos en un mayor stock de salud que una persona menos educada. Esa mayor capacidad tiene que ver con aspectos tan importantes como el cumplimiento del tratamiento prescrito por el médico, la comprensión del mismo por parte del paciente o simplemente el tipo de servicio utilizado. Este aspecto también tiene que ver con el acceso a una información sanitaria más adecuada por parte de los más educados (Kenkel, 1991).

Pero la educación también condiciona las preferencias. A los más educados se les presupone

una mayor preocupación por la salud que explica la práctica de estilos de vida más saludables (Folland et al., 1993 y Calonge 1988). Dado que estamos considerando un modelo en forma reducida, no podemos identificar de forma separada todos estos efectos que, por otra parte, pueden actuar en sentidos diferentes según el tipo de servicio considerado. El impacto total en la utilización se contrasta distinguiendo a los entrevistados según su nivel de estudios primarios, secundarios o universitarios.

El coste del tiempo.

Las características particulares del SNS hacen que los incentivos económicos a los que se enfrentan los usuarios de la sanidad deban ser reinterpretados. El precio de la atención sanitaria se va a definir como el coste del tiempo necesario para recibirla. Conceptualmente, el valor del tiempo dedicado a una actividad es igual al coste de oportunidad de dedicar ese mismo tiempo a actividades alternativas⁴. La situación profesional de las personas va a determinar, al menos en parte, dicho coste. Para medir el efecto de este aspecto hemos considerado, por una parte, a las personas ocupadas que trabajan por cuenta propia, *AUTONOMO*. Para éstos, el coste de consultar al médico en horas de trabajo se materializa en las pérdidas monetarias derivadas de la interrupción de su actividad laboral durante ese espacio de tiempo. En segundo lugar estarían las personas que trabajan por cuenta ajena, *ASALARIADO*. Presumiblemente, los asalariados no tiene por qué sufrir costes monetarios por acudir al médico en horario de trabajo ya que se le reconoce el derecho a ausentarse por este motivo un número determinado de horas. Pero la existencia de colas en la atención sanitaria o el hecho de abandonar una determinada tarea puede generar al trabajador retrasos en su actividad y una mayor presión laboral para recuperar el tiempo dedicado a la consulta médica. En el caso de las personas que realizan labores no remuneradas dentro del hogar o fuera de él, clasificadas como *SUS LABORES*, el coste del tiempo aunque tampoco es monetario, puede ser considerable si desempeñan actividades que requieren atención continuada e incluso rigidez de horarios, como por ejemplo el cuidado de niños o de ancianos. Como grupo de referencia dejamos a las personas

⁴En los modelos de producción del hogar este valor o precio sombra del tiempo se mide mediante el salario de mercado percibido por los individuos, si trabajan, y por el salario de reserva, si no trabajan. Los límites de esta afirmación vienen establecidos por las hipótesis que requiere: el individuo 1) trabaja, 2) elige libremente su oferta de trabajo, 3) no obtiene utilidad o desutilidad no pecuniaria del trabajo que desempeña y 4) no se enfrenta a ningún coste fijo para mantener el trabajo (Coffey, 1983, pp. 412-413).

desempleadas, pensionistas o jubiladas.

La cantidad de tiempo utilizada por el individuo para recibir atención sanitaria depende de la organización de los servicios ofrecida por cada forma de cobertura sanitaria. El individuo valora las diferencias en los tiempos de espera, en la calidad de los servicios o, simplemente, en el trato al paciente ofrecido al amparo de las distintas modalidades de seguro. Por consiguiente, los incentivos para el usuario de la asistencia sanitaria, si existen, no proceden del tipo de financiación de la cobertura, sino del tipo de producción, pública o privada, de los servicios prestados. Centrándonos en el criterio de la producción, se ha clasificado en la categoría de privada, *COB. PRIVADA*, no sólo a los que declaran explícitamente estar asegurados con una sociedad médica privada sino también quienes tienen iguala con algún médico, las que están acogidas a seguros de empresa y los funcionarios pertenecientes a alguna mutualidad del Estado que han optado por los servicios de una aseguradora privada. En la cobertura con producción pública de servicios se contabilizan, además de los que dicen estar acogidos a la Seguridad Social, las personas que utilizan la Beneficencia y los que pertenecen a una mutualidad estatal y han elegido los servicios del INSALUD o de los Servicios Autonómicos de Salud con transferencias. El resto son personas con una doble cobertura que les permite el acceso a servicios de producción pública y privada, *COB.PUBPRI*.

La renta.

Desde el punto de vista teórico, es difícil predecir cuál es el papel de la renta de los ciudadanos en un sistema sanitario como el español, caracterizado por la cobertura universal de la atención pública. Por una parte, la renta determina una mayor capacidad de pago y, por ello, facilita el acceso a los servicios sanitarios privados. Este hecho nos permite predecir inmediatamente una influencia positiva en el gasto sanitario privado. Pero su repercusión en la frecuencia de utilización de los servicios no está tan clara. Pensemos en un ejemplo sencillo. Imaginemos una persona de renta baja con una lesión muscular que requiere asistencia especializada. El afectado acudirá en primer lugar al médico general del seguro público que, posteriormente, le derivará al traumatólogo. Supongamos a la misma persona pero con mayor renta y, por tanto, capaz de afrontar el coste monetario de un médico privado. Cualquiera de las siguientes reacciones es razonable: 1) acude directamente a un traumatólogo de pago y se ahorra de este modo la visita

al generalista; 2) sigue las vías ordinarias de la atención pública y, posteriormente, contrasta el diagnóstico del médico del seguro acudiendo a un médico particular. Cualquiera de las dos opciones aumenta el gasto sanitario privado en relación a la persona de renta más baja, pero mientras 1) supone una menor frecuencia de utilización que la persona de renta baja, 2) implica una frecuencia mayor. Por otra parte, el efecto de la renta aparece oscurecido por su influencia intermedia en la salud y en el tipo de cobertura sanitaria. Comprobar su efecto se convierte, entonces, en una cuestión meramente empírica. Para contrastar su influencia se ha creado la variable $\log(RENDA)$ siguiendo la metodología expuesta en el capítulo anterior.

Otros condicionantes del acceso.

En Rico (1995) se presenta una clasificación de comunidades autónomas en función de un índice de necesidades sanitarias, calculado a partir de aspectos demográficos, indicadores de salud y variables socioeconómicas de los habitantes de cada comunidad autónoma. Según este índice, las comunidades autónomas con mayores necesidades son Asturias, Andalucía, Galicia, Castilla-León y Extremadura mientras que las de menores necesidades son Navarra, Madrid, Murcia, Cataluña y País Vasco. Si observamos la Tabla 3.6, vemos que no existe una correspondencia unívoca entre utilización y necesidad. Casos como el de Asturias y Castilla-León, con índices de necesidad elevados, muestran frecuencias de utilización relativamente bajas.

En los modelos contrastamos el efecto de la dotación local de infraestructuras sanitarias, introduciendo como factor explicativo el ratio de médicos en la población y el número de hospitales generales a nivel provincial. También se estudian otras posibles diferencias geográficas en la utilización con las variables *NORTE*, *SUR* y *CENTRO* descritas en la Tabla 3.7. Por último, contrastamos el efecto que tiene el hecho de vivir en zonas rurales en estas decisiones sanitarias de los individuos.

TABLA 3.6

UTILIZACIÓN POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS.

Porcentaje de usuarios. Media y desviación típica del número de consultas realizadas por quienes se declararon usuarios.

	MEDICO			URGENCIAS		
	frec.	med.	std	frec.	med.	std.
Andalucía	0.23	1.37	0.95	0.14	1.42	0.89
Aragón	0.21	1.26	0.88	0.14	1.26	0.75
Asturias	0.16	1.37	0.69	0.05	1.12	0.33
Baleares	0.24	1.26	0.56	0.20	1.31	0.64
Canarias	0.17	1.34	0.96	0.16	1.45	1.22
Cantabria	0.18	1.40	0.71	0.16	1.56	1.30
Castilla-La Mancha	0.18	1.33	0.61	0.10	1.66	1.66
Castilla-León	0.16	1.27	0.56	0.11	1.24	0.81
Cataluña	0.19	1.38	0.95	0.15	1.25	0.85
C. Valenciana	0.19	1.34	0.81	0.11	1.37	1.10
Extremadura	0.23	1.35	0.80	0.10	1.45	1.11
Galicia	0.18	1.43	1.06	0.10	1.21	0.66
Madrid	0.23	1.34	0.73	0.15	1.40	1.09
Murcia	0.16	1.31	0.90	0.13	1.31	0.63
Navarra	0.15	1.44	0.18	0.15	1.16	0.52
País Vasco	0.17	1.28	0.59	0.10	1.29	0.77
Rioja	0.19	1.22	0.50	0.10	1.26	0.73
Ceuta y Melilla	0.16	1.32	0.54	0.19	1.55	1.34

La definición y descripción estadística de las variables presentadas se muestra en las Tablas 3.7 y 3.8 al final del capítulo.

3.3 Modelos econométricos.

Partimos de una muestra $\{(Y_{li}, X_i), i = 1, \dots, N, l = 1, \dots, L\}$ de observaciones independientes e idénticamente distribuidas; Y_{li} denota el número de veces que una persona ha utilizado el servicio sanitario l . Esta variable toma valores en el rango de los enteros positivos, incluido el cero. El vector X_i , de dimensión $m \times 1$, incluye el conjunto de variables explicativas que explican

Y_{il} . Existen N individuos y L servicios sanitarios. La estrategia econométrica que seguiremos consiste en estimar ecuaciones de regresión para cada una de las variables de utilización de asistencia sanitaria. Puesto que la naturaleza econométrica de las variables es idéntica, a partir de ahora se elimina el subíndice l para simplificar notación.

3.3.1 Modelo Poisson y modelo Binomial Negativo.

Cuando se trata de estudiar un modelo en el que la variable dependiente toma valores enteros positivos, el modelo lineal clásico no resulta adecuado. El supuesto de normalidad de los residuos no se cumple. las predicciones que se obtienen a partir de la estimación de estos modelos proporcionan valores que se salen rango de definición de la variable dependiente y la consistencia de las estimaciones no está garantizada.

En el contexto de datos de recuento, el modelo estándar supone que los datos siguen una distribución condicional Poisson,

$$\Pr(Y_i = y_i | X_i) = e^{-\lambda_i} \frac{\lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad y_i = 0, 1, 2, \dots \quad (3.1)$$

donde el parámetro suele especificarse como una exponencial lineal con el fin de garantizar que $\lambda_i > 0$,

$$\lambda_i = \exp(X_i' \beta) \quad (3.2)$$

siendo β un vector $m \times 1$ de parámetros desconocidos.

El modelo Poisson es, por naturaleza, heteroscedástico. La forma de la heteroscedasticidad viene definida por la siguiente restricción de momentos que caracteriza su propiedad principal de equidispersión:

$$E(Y_i | X_i) = \exp(X_i' \beta) = \text{Var}(Y_i | X_i). \quad (3.3)$$

Sin embargo, existen ciertas características del modelo Poisson que hacen desaconsejable su uso en determinados contextos. Las críticas de las que es objeto se resumen en las siguientes: a) la propiedad de equidispersión del modelo es muy restrictiva y se adecúa poco a la naturaleza de los datos económicos; b) los datos presentan, generalmente, una frecuencia de ceros que no es consistente con el modelo Poisson; c) la independencia de los sucesos no siempre se cumple;

y d) la especificación del parámetro de la distribución como una función determinista del vector de características X_i elimina la posibilidad de que exista algún tipo de heterogeneidad no observable.

Las carencias del modelo Poisson estándar se resuelven añadiendo una fuente de aleatoriedad adicional en el parámetro λ_i del tipo:

$$\lambda_i^* = E(Y_i | X_i, \epsilon_i) = \lambda_i \exp(\epsilon_i)$$

donde ϵ_i , $i = 1, \dots, n$ son i.i.d., con $E(\epsilon_i) = 1$ y $Var(\epsilon_i) = \sigma_\epsilon^2$, e independientes de X_i , de tal modo que

$$E(Y_i | X_i) = \lambda_i = \exp(X_i' \beta).$$

La opción habitual es hacer una parametrización completa del modelo, especificando una distribución $g(\epsilon_i)$. El problema, en este caso, consiste en elegir la distribución $g(\cdot)$ correcta. En trabajos aplicados la hipótesis más frecuente consiste en suponer que ϵ_i sigue una distribución gamma $\Gamma(\lambda_i, \nu_i)$. Bajo esta hipótesis, la distribución condicional de $Y_i | X_i$ es Binomial Negativa tal que,

$$\Pr(Y_i = y_i | X_i) = \frac{\Gamma(y_i + \nu_i)}{\Gamma(y_i + 1)\Gamma(\nu_i)} \left(\frac{\nu_i}{\nu_i + \lambda_i} \right)^{\nu_i} \left(\frac{\lambda_i}{\nu_i + \lambda_i} \right)^{y_i}, \quad (3.4)$$

siendo $\lambda_i = \exp(X_i' \beta)$ y $\nu_i = (1/\alpha)\lambda_i^t$. Llamamos α al parámetro de dispersión del modelo y t es una constante arbitraria o estimada. Generalmente, en aplicaciones empíricas se fija un valor de t igual a cero o uno. En el primer caso, la especificación que resulta se denomina Binomial Negativa 2 (BN2) y en el segundo caso Binomial Negativa 1. Winkelmann y Zimmerman (1995) presentan un método para estimar t , que permite contrastar hipótesis sobre el tipo de especificación que más se ajusta a los datos (ver Vera (1998) para una aplicación de este método en el contexto de utilización de asistencia sanitaria).

La esperanza condicional del modelo sigue siendo la misma que bajo el supuesto Poisson, pero la varianza condicional es diferente y se define dentro de un amplio rango de funciones, de acuerdo a la relación que se establezca entre λ_i , ν_i y las variables explicativas del modelo. Su expresión genérica es la siguiente:

$$Var(Y_i | X_i) = \exp(X_i' \beta) + \alpha \exp((2 - t)X_i' \beta) \quad (3.5)$$

donde $\alpha > 0$ y, por tanto, $Var(Y_i | X_i) \geq E(Y_i | X_i)$. La especificación Binomial Negativa permite sobredispersión en los datos, a través del parámetro α , lo cual constituye una ventaja sobre el modelo Poisson en diversos contextos.

3.3.2 Métodos de estimación.

A la hora de estimar modelos de variable dependiente discreta el investigador puede ser más o menos restrictivo en los supuestos. Aventurarse en la especificación de la distribución y estimar por máxima verosimilitud (MV) significa, si la especificación es correcta, conseguir consistencia y las cotas máximas de eficiencia. Si, por el contrario, se cometen errores de especificación, en cuyo caso estaríamos estimando por máxima pseudo verosimilitud (MPV), la estimación podría ser, además de ineficiente, inconsistente. En este apartado se propone la utilización de la técnica de mínimos cuadrados generalizados semiparamétricos como una forma alternativa de obtener estimaciones consistentes que alcanzan una cota razonable de eficiencia.

Máxima verosimilitud (MV).

Esta es el método de estimación más habitual de los modelos Poisson y Binomial Negativo. El estimador máximo verosímil Poisson de β es el que resuelve la siguiente condición de primer orden:

$$\sum_{i=1}^n X_i(Y_i - \exp(X_i' \hat{\beta}_P)) = 0. \quad (3.6)$$

Alternativamente, el método de mínimos cuadrados generalizados, iterados hasta la convergencia permite obtener una estimación asintóticamente equivalente a la MV Poisson. La ponderación utilizada en cada iteración es la varianza del modelo Poisson evaluada en la estimación correspondiente a la iteración anterior. El procedimiento finaliza cuando se alcanza la convergencia..

El estimador $\hat{\beta}_P$ tiene las siguientes propiedades:

- Es consistente siempre que la especificación de la media condicional sea correcta. La consistencia se mantiene incluso si la distribución condicional no es Poisson, aunque en este caso existen pérdidas de eficiencia.

- Las inferencias obtenidas son válidas, al menos asintóticamente, siempre que exista equidispersión condicional en los datos e independientemente de que procedan o no de una distribución Poisson.
- Incluso en el caso en el que no exista equidispersión, es posible realizar inferencias válidas sobre los parámetros a partir de los resultados de la estimación MV siempre que la media condicional esté correctamente especificada, utilizando errores estándar robustos, como sugiere White (1980).
- Si los datos no están equidispersos, siempre es posible utilizar otros estimadores más eficientes que el Poisson (Cameron y Trivedi, 1998).

Cuando suponemos una especificación Binomial Negativa, distintos valores del parámetro t en la ecuación (3.5) implican supuestos específicos sobre la forma de la heteroscedasticidad del modelo y tienen repercusiones sobre la estimación de los parámetros relevantes del mismo. El supuesto más utilizado en los trabajos aplicados es $t = 0$, es decir, la especificación BN2 que se veía anteriormente. En este caso la estimación máximo verosímil de los parámetros (β, α) resuelve las siguientes condiciones de primer orden,

$$\sum_{i=1}^n \frac{Y_i - \exp(X_i' \hat{\beta}_{BN})}{1 + \hat{\alpha}_{BN} \exp(X_i' \hat{\beta}_{BN})} X_i = 0 \quad (3.7)$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{1}{\hat{\alpha}_{BN}^2} \left(\ln(1 + \hat{\alpha}_{BN} \exp(X_i' \hat{\beta}_{BN})) - \sum_{j=0}^{Y_i-1} \frac{1}{j + \hat{\alpha}_{BN}^{-1}} \right) + \frac{Y_i - \exp(X_i' \hat{\beta}_{BN})}{1 + \hat{\alpha}_{BN} \exp(X_i' \hat{\beta}_{BN})} = 0 \quad (3.8)$$

Gourieroux et al. (1984b) demuestran que la estimación máximo verosímil de todos los parámetros del modelo a la vez, partiendo de la hipótesis de una distribución Gamma, puede conducir a inconsistencias si esa no es la verdadera distribución de la variable aleatoria ϵ_i en (3.4).

Ante la posibilidad de obtener estimaciones inconsistentes, lo más razonable es tratar de relajar las hipótesis. Una alternativa consiste en situarnos en el marco de la estimación máximo pseudo verosímil (MPV) que proviene de una especificación incorrecta de la distribución de $Y_i | X_i$. Si particionamos el vector de parámetros en (β, α) , siendo β el vector de parámetros

que define la esperanza condicional del modelo y α el parámetro de dispersión que determina la varianza condicional del mismo, la estimación MPV BN2 se obtiene estimando β por máxima verosimilitud. introduciendo α como un valor arbitrario o estimado aparte. Gouriéroux et al.(1984a, 1984b) demuestran que si (a) la media de Y_i condicionada a X_i está correctamente especificada, (b) el parámetro α se introduce como un valor arbitrario y no necesita ser estimado y (c) la pseudo-verosimilitud elegida pertenece a la familia exponencial lineal, entonces el estimador MPV que se obtiene es consistente y asintóticamente normal, aunque existen pérdidas de eficiencia, respecto a la estimación MV, cuando la distribución no es la correcta (Teoremas 1, 2 y 3 en Gouriéroux et al. (1984a)).

Nótese que la estimación MPV Poisson coincide con la MV de la misma distribución.

Mínimos cuadrados no lineales (MCNL).

Otra alternativa consiste en estimar el modelo por mínimos cuadrados no lineales (MCNL).

$$\hat{\beta}_{MCNL} = \arg \min_{\beta} \sum_{i=1}^N (Y_i - \exp(X_i' \beta))^2 \quad (3.9)$$

Se trata de un enfoque más robusto que sólo exige la especificación de la esperanza condicional del modelo. Si partimos de una correcta especificación de la misma, la estimación de β es consistente bajo determinadas condiciones de regularidad, pero ineficiente dada la naturaleza heteroscedástica de los datos. En este sentido, Gouriéroux et al. (1984b) demuestran que la estimación MCNL está dominada, en términos de eficiencia, por la MPV Poisson y Binomial Negativa, con α fijo, cuando la verdadera distribución pertenece a la familia exponencial lineal.

Para corregir los problemas que plantea la heteroscedasticidad, la literatura econométrica propone utilizar mínimos cuadrados generalizados (MCG). Cuando sólo se conoce la forma funcional de la esperanza condicional del modelo y la existencia de una varianza condicional $Var(Y_i | X_i) = \sigma^2(X_i)$ de forma funcional desconocida, no existe una estimación más eficiente que la obtenida aplicando MCG infactibles,

$$\hat{\beta}_{MCG} = \arg \min_{\beta} \sum_{i=1}^N \frac{(Y_i - \exp(X_i' \beta))^2}{\sigma^2(X_i)}. \quad (3.10)$$

Como la verdadera varianza del modelo $\sigma^2(X_i)$ no se conoce, en la práctica se sustituye por estimaciones consistentes basadas en alguna forma funcional de la misma.

La propuesta de Robinson (1987) consiste en no imponer supuestos sobre la forma funcional de la varianza del modelo y utilizar estimaciones consistentes de $\sigma^2(x_i)$ obtenidas de forma no paramétrica a partir de los residuos generados por una estimación previa del modelo. Esta técnica aporta eficiencia a la estimación sin sacrificar la consistencia ni la interpretación económica de los parámetros de la esperanza condicional que son, a fin de cuentas, los que nos interesan. En Delgado (1992) puede encontrarse la extensión de este método a sistemas de ecuaciones no lineales. Delgado y Kniesner (1997) aplican esta técnica a un modelo de datos de recuento sobre absentismo laboral. A continuación describimos los detalles de esta forma de estimación.

Mínimos cuadrados generalizados semiparamétricos (MCGS).

Recordemos que el modelo de regresión considerado es:

$$Y_i = \exp(X_i' \beta) + U_i \quad i = 1, \dots, N. \quad (3.11)$$

Las variables U_i se suponen i.i.d., tales que $E(U_i | X_i) = 0$ y con distribución desconocida. Suponemos también que la esperanza condicional del modelo está correctamente especificada. El estimador MCGS resuelve la siguiente condición de momentos:

$$\sum_{i=1}^N \frac{(Y_i - \exp(X_i' \beta)) X_i}{\hat{\sigma}^2(X_i)} = 0 \quad (3.12)$$

donde $\hat{\sigma}^2(X_i)$ es una estimación no paramétrica consistente de la varianza condicional⁵ obtenida del siguiente modo:

$$\hat{\sigma}^2(X_i) = \sum_j \tilde{U}_j^2 W_j(X_i) = \sum_j (Y_j - \exp(X_j' \tilde{\beta}))^2 W_j(X_i) \quad (3.13)$$

⁵En Stone (1977) se proponen varios métodos para estimar la varianza de forma no paramétrica, algunos de ellos no necesitan partir de ninguna estimación previa y utilizan exclusivamente la información que ofrece la muestra.

donde $\tilde{\beta}$ es una estimación preliminar \sqrt{n} -consistente de β . La sucesión $\{W_j(X_i) \ j = 1, \dots, N\}$ está formada por pesos probabilísticos, positivos y que suman uno. Stone (1977) propuso utilizar el método de k -vecinos más cercanos, siendo k un parámetro de suavizado que determina el número de observaciones que intervienen en la estimación de cada $\sigma^2(X_i)$. El parámetro de suavizado k debe aumentar con el tamaño muestral pero a una tasa más lenta. En trabajos aplicados se ha utilizado $k = n^{-1/2}$ y $k = n^{-3/5}$. Los pesos que utilizamos en este trabajo están basados en la propuesta teórica de Robinson (1987), implementada en modelos de recuento por Delgado y Kniesner (1997). La idea es sencilla. Para cada X_i se calculan las distancias $\{\rho_{ij}, \ j \neq i, \ j = 1, \dots, N\}$ donde cada ρ_{ij} denota la distancia euclídea entre X_j y X_i estandarizada por la desviación típica de cada componente. A continuación se seleccionan las observaciones correspondientes a las k distancias menores a X_i y se les asignan constantes $c_{1n} \geq c_{2n} \geq \dots \geq c_{kn} \geq 0$ y $c_{jn} = 0$ para $j > k$, tales que $c_{1n} + c_{2n} + \dots + c_{kn} = 1$. A partir de esas constantes, los pesos probabilísticos se calculan:

$$W_j(X_i) = I(i \neq j) \sum_{\tau=\nu}^{\nu+\lambda-1} c_{\tau n} \quad (3.14)$$

donde I es la función indicador, ν es igual a uno más el número de observaciones más próximas a X_i y λ es igual a uno más el número de observaciones tan cercanas a X_i como la observación X_j . En las estimaciones utilizaremos pesos uniformes $c_{nj} = 1/k \ \forall j \neq i$. Este procedimiento parece especialmente adecuado cuando existen observaciones de variables discretas, tal vez con soporte continuo. Para una motivación de la utilización de k vecinos más cercanos frente a los estimadores kernel usuales, ver Delgado y Mora (1995).

La estimación por MCGS es adaptativa, es decir, tan eficiente como la que se obtendría con una correcta parametrización de la varianza aunque es, en general, asintóticamente menos eficiente que la máxima verosímil cuando se conoce la verdadera función de distribución. Sin embargo, MCGS es consistente con mayor generalidad que máxima verosimilitud y más eficiente que la estimación por mínimos cuadrados.



3.3.3 Modelo Valla Binomial Negativo.

Alternativamente a estos modelos, están los que consideran que la decisión de contacto con los servicios sanitarios es independiente de la que determina la frecuencia de utilización una vez establecido el contacto. Pohlmeier y Ulrich (1995) fueron los primeros en aplicar este tipo de modelos a la demanda de asistencia sanitaria medida con datos de recuento. En la primera parte de la decisión el individuo, condicionado por sus circunstancias personales, decide si acude o no al médico. Pero la utilización final que acabe haciendo de los servicios sanitarios dependerá no sólo de su propia decisión, sino también del criterio de los profesionales que le atienden, dados los incentivos institucionales existentes y su conocimiento particular de la práctica médica. Bajo estas circunstancias, la oferta y la demanda de atención sanitaria dejan de ser independientes y los médicos acaban induciendo parcialmente la demanda.

El contraste empírico de esta hipótesis se lleva a cabo comparando los modelos presentados anteriormente con un modelo de decisión en dos partes o modelo valla. En este caso, el proceso generador de los datos tiene dos componentes: el que gobierna la decisión de pasar de un valor de la variable igual a cero a otro mayor que cero y el que determina los valores de la variable mayores que cero. Desde el punto de vista estadístico, la ventaja de este tipo de especificación es que no sólo tiene en cuenta la existencia de sobredispersión en los datos, sino también la presencia de un exceso de ceros en los mismos (Gurmu, 1997). La correcta contrastación de este tipo de modelos exigiría que en los datos sobre utilización de los servicios sanitarios fuese posible observar episodios completos de consultas, es decir, el conjunto de consultas provocadas por un mismo motivo. La ENS93 no contiene esta información. Sin embargo, dado que este modelo sólo se va a estimar para el caso de las consultas al médico y puesto que el periodo de referencia correspondiente es sólo de 15 días, la probabilidad de que las consultas realizadas por los individuos correspondan a episodios diferentes es relativamente pequeña.

Suponemos que la distribución condicional en ambas partes del modelo es la Binomial Negativa. Bajo esta especificación, la probabilidad de establecer el contacto con el servicio sanitario está regida por el siguiente proceso:

$$\Pr(Y_i = 0 \mid X_i) = \left(\frac{\nu_{1i}}{\nu_{1i} + \lambda_{1i}} \right)^{\nu_{1i}} \quad (3.15)$$

$$\Pr(Y_i > 0 \mid X_i) = 1 - \left(\frac{\nu_{1i}}{\nu_{1i} + \lambda_{1i}} \right)^{\nu_{1i}}. \quad (3.16)$$

Una vez que el individuo decide consultar el servicio sanitario, la frecuencia de utilización está gobernada por la distribución condicional Binomial Negativa truncada,

$$\Pr(Y_i = y_i \mid X_i, y_i > 0) = \frac{\Gamma(y_i + \nu_{2i})}{\Gamma(y_i + 1)\Gamma(\nu_{2i})} \left[\left(\frac{\nu_{2i} + \lambda_{2i}}{\nu_{2i}} \right)^{\nu_{2i}} - 1 \right]^{-1} \left(\frac{\lambda_{2i}}{\nu_{2i} + \lambda_{2i}} \right)^{y_i}. \quad (3.17)$$

donde $\lambda_{ji} = \exp(X_i' \beta_j)$, $\nu_{ji} = (1/\alpha_j) \lambda_{ji}^t$, para $j = 1, 2$. En este caso, la media condicional del modelo es la siguiente:

$$E(Y_i \mid X_i) = \left[1 - \left(\frac{\nu_{1i}}{\nu_{1i} + \lambda_{1i}} \right)^{\nu_{1i}} \right] E(Y_i \mid Y_i > 0, X_i). \quad (3.18)$$

El logaritmo de la función de verosimilitud consta de dos componentes independientes que pueden maximizarse por separado,

$$\begin{aligned} \ln L(\beta_1, \beta_2, \alpha_1, \alpha_2) &= \ln L(\beta_1, \alpha_1) + \ln L(\beta_2, \alpha_2) \\ \ln L(\beta_1, \alpha_1) &= \sum_{i=1}^n (1 - d_i) \ln \Pr(Y_i = 0 \mid X_i) + \sum_{i=1}^n d_i \ln(1 - \Pr(Y_i = 0 \mid X_i)) \\ \ln L(\beta_2, \alpha_2) &= \sum_{i=1}^n d_i \ln \Pr(Y_i = y_i \mid X_i, y_i > 0). \end{aligned} \quad (3.19)$$

siendo $d_i = \mathbf{1}(y_i > 0)$. La identificación de los parámetros de la primera etapa requiere imponer la restricción $\alpha_1 = 1$.

Esta especificación ha sido propuesta y utilizada por Pohlmeier y Ulrich (1995). Los artículos de Gurmu (1997) y Deb y Trivedi (1996) presentan extensiones teóricas de estos modelos y aplicaciones de las mismas.

3.4 Especificación del modelo de regresión.

El principal objetivo econométrico que nos planteamos es la estimación e inferencia sobre los parámetros del modelo

$$E(Y_i \mid X_i) = \exp(X_i' \beta)$$

donde Y_i representa el número de veces que el individuo i utiliza un determinado servicio sanitario, $X_i = (X_{1i}, X_{2i})'$ son las variables explicativas del modelo y $\beta = (\beta_1, \beta_2)$ parámetros desconocidos. Denotamos por X_{1i} al vector $(m-1) \times 1$ de variables observables en la muestra de la ENS93 que explican Y_i . La variable X_{2i} es también un regresor del modelo que representa la renta familiar del individuo y es inobservable en la ENS93 pero observable en otra muestra independiente, la EPF90-91.

Los métodos de estimación en dos etapas a partir de muestras independientes y complementarias, como el que vamos a presentar a continuación, han sido analizados por Murphy y Topel (1985) e implementados por Arellano y Meghir (1988) y Angrist y Krueger (1992), entre otros.

Suponemos que existe un vector Z_i , formado por p variables, algunas de las cuales pueden estar incluidas en X_{1i} , que aparecen tanto en la EPF90-91 como en la ENS93. Las variables que componen este vector están correlacionadas con X_{2i} e incorrelacionadas con $E(Y_i | X_{1i}, X_{2i})$. Concretamente, se han seleccionado ciertas características del hogar en su conjunto, como el número de miembros, el lugar de residencia, la edad media de los adultos que componen el hogar y características relativas al cabeza de familia, esto es, situación profesional, ocupación y nivel educativo.

Con esta información, podemos expresar el modelo principal del siguiente modo:

$$E(Y_i | X_i) = \exp (X'_{1i}\beta_1 + X_{2i}\beta_2)$$

donde

$$X_{2i} = Z'_i\gamma + \zeta_i$$

donde $E(\zeta_i) = 0$ y $Var(\zeta_i) = \sigma_\zeta^2$ y γ es un vector de parámetros desconocidos. Este vector de parámetros se estima en una primera etapa utilizando datos de la EPF90-91. Como medida de X_{2i} se toma el logaritmo del gasto total de los hogares españoles. En el capítulo anterior se expusieron los detalles acerca de la estimación del modelo y su imputación a los individuos de la ENS93.

La especificación exponencial lineal del modelo, además de estar justificada por el modelo teórico presentado en la sección anterior, ofrece una interpretación atractiva de los coeficientes estimados. En el caso de una variable dummy, cada coeficiente estimado se puede interpretar

aproximadamente como el incremento proporcional en la esperanza condicional cuando la variable toma valor uno. Sea X_{ik} una variable dummy del modelo cuyo coeficiente es β_k , entonces:

$$\frac{E(Y_i | X_{ik} = 1)}{E(Y_i | X_{ik} = 0)} = \exp(\beta_k) \simeq 1 + \beta_k$$

para β_k pequeño. Si la variable es continua, su coeficiente se interpreta como una semielasticidad, es decir, representa el cambio proporcional en media condicional de la variable dependiente, cuando la variable explicativa cambia en una unidad:

$$\beta_k = \frac{\partial E(Y_i | X_i)}{\partial X_{ik}} \frac{1}{E(Y_i | X_i)}.$$

Cuando la variable explicativa entra en forma logarítmica, entonces β_k es una elasticidad, es decir, representa el cambio porcentual en $E(Y_i | X_i)$, dada una variación del uno por cien en X_k (Cameron y Trivedi, 1998).

A continuación se presentan los principales resultados obtenidos a partir de la estimación de los modelos.

3.5 Resultados.

En las Tablas 3.8 a 3.10 se presentan las estimaciones de los modelos de utilización de las consultas al médico y a los servicios de urgencia. Los modelos se han estimado por máxima verosimilitud Poisson (MVP), máxima verosimilitud BN2 (MVBN), mínimos cuadrados no lineales (MCNL) y mínimos cuadrados generalizados semiparamétricos (MCGS). En este último caso, las estimaciones de MCNL han servido como valores iniciales en las estimaciones de MCGS y se ha tomado $k = n^{1/2}$. La hipótesis de un proceso de decisión en dos partes en el modelo de consultas ordinarias al médico se contrasta estimando un modelo valla Binomial Negativo. Esta especificación no se ha utilizado en el caso de las urgencias. En primer lugar, las razones económicas que justifican este tipo de modelos carecen de sentido en una atención de un carácter tan extraordinario y discontinuo como las urgencias. En segundo lugar, y tal como observa Gurmú (1997), la elevada proporción de ceros de la variable *NUURG* hace que la segunda parte del modelo valla pierda interés, ya que prácticamente toda la variabilidad de los datos se

centra en la decisión de contacto con el servicio.

En todos los casos, las estimaciones se presentan acompañadas por los errores estándar habituales y los robustos, que tienen en cuenta la posible mala especificación del modelo y el hecho de que la renta es una variable estimada previamente, según la propuesta de White (1980) y Murphy y Topel (1985). En el Apéndice 1 se describen los detalles analíticos de su obtención en este contexto.

Las estimaciones de los parámetros, en los modelos de una etapa, son similares en prácticamente todos los casos. Es difícil, por tanto, discriminar entre ellas atendiendo a una comparación exclusiva de los coeficientes estimados. Sin embargo, tanto en el caso de las consultas al médico como en las urgencias, existen evidencias a favor del modelo BN2. En primer lugar, la bondad de ajuste⁶ de esta especificación es ligeramente mejor que la Poisson, comparando los modelos desde el punto de vista de los R^2 . Por otra parte, tanto el contraste de Wald, basado en la significatividad del parámetro de dispersión α en la estimación por MVBN, como los contrastes de ratio de verosimilitudes, aportan evidencias a favor de la especificación BN2. El Criterio de Información Consistente de Akaike (CAIC)

$$CAIC = -2 \ln \hat{l} + (1 + \ln n)k.$$

donde \hat{l} representa la verosimilitud estimada, n el tamaño muestral y k el número de parámetros, ofrece resultados en el mismo sentido ya que toma valores menores en la especificación BN2 que en la Poisson (ver Tablas 3.8 y 3.9). Estos valores son 17284 y 12852 para la especificación del modelo de consultas al médico y el de consultas urgentes *NUCON* y de *NUURG*, respectivamente, frente a 17591 y 13308 en el caso de la especificación Poisson.

Los coeficientes estimados por MCGS son muy parecidos a los que se obtienen por máxima verosimilitud Binomial Negativa y la pequeña discrepancia entre los errores estándar y los robustos -en relación a lo que ocurre en las estimaciones por MCNL- sugiere una correcta especificación de la distribución condicional mediante el modelo BN2.

Cuando comparamos las estimaciones MVBN con las estimaciones de la versión en dos

⁶La bondad de ajuste de las especificaciones se ha calculado a partir los R^2 para datos de recuento propuestos por Cameron y Windmeijer (1997). La bondad de ajuste de las estimaciones MCGS se ha calculado a partir del R^2_{buse} basado en los residuos ponderados por las estimaciones no paramétricas de la varianza condicional.

En el siguiente capítulo se describen con más detalle los criterios de bondad de ajuste aplicados.

partes del modelo de *NUCON*, comprobamos que la segunda especificación es superior a la primera, aunque no de forma muy clara. El valor del CAIC en el primer caso es 17284 y en el segundo 17272. El contraste de ratio de verosimilitudes, con un valor aproximado de 127 y una distribución $\chi^2(24)$, también rechaza la especificación Binomial Negativa frente a la especificación en dos partes. El impacto de las variables explicativas es bastante diferente en cada una de las partes del modelo, como se aprecia en la Tabla 3.10. Resulta interesante observar que la magnitud y la significatividad de los regresores en la decisión de contacto con el médico son similares a las obtenidas a partir de las estimaciones MVBN del modelo estándar. El corto espacio de tiempo para el que se dispone de información -dos semanas- y la consiguiente elevada frecuencia de ceros en los datos, explica en parte la relevancia de esta parte del modelo y restringe la capacidad explicativa de las variables en la segunda parte. Gurmu (1997) sugiere que la escasa presencia de variables significativas en la segunda parte de estos modelos puede deberse a la sobreparametrización generada por mantener el mismo número de variables explicativas que en la primera parte con un tamaño muestral menor, 2.884 entrevistados en nuestro caso. Sin embargo, se probaron modelos más parcos en variables y los resultados se mantuvieron. También es posible que la escasa capacidad informativa de la submuestra de usuarios se deba a la variabilidad limitada de los datos. Como se observa en la Tabla 3.1. el 98 % de las personas que decidieron consultar al médico lo hicieron en cuatro o menos ocasiones durante las dos semanas de referencia.

3.5.1 Modelo de consultas al médico.

Como esperábamos, la enfermedad se perfila como la principal causa explicativa de la probabilidad de acudir al médico y del número de consultas realizadas. En la Tabla 3.10 se observa la importancia tanto de las enfermedades agudas como de las dolencias crónicas en estas decisiones. Hay que tener en cuenta que el tipo de atención que se requiere en ambos casos es diferente. Las enfermedades crónicas exigen, en la mayoría de los casos, una atención menos sofisticada e intensa que las dolencias agudas, pero más prolongada y continua en el tiempo. De modo que para extraer conclusiones acerca de la presión de uno y otro tipo de enfermos sobre el sistema sanitario debería considerarse, además de la frecuencia de utilización, la intensidad y duración de la misma. Observamos también que cuanto peor es el estado de salud percibido

por los entrevistados -bien sea por razones objetivas o por factores psicológicos como un mayor o menor grado de hipocondría- mayor es la utilización que realizan de este servicio.

La importancia de la edad y del sexo en la demanda de asistencia sanitaria ha sido mostrada repetidas veces en la literatura. En el caso de las consultas al médico, estimamos una relación cóncava de la probabilidad de contacto respecto a la edad. Las estimaciones nos permiten inferir que la propensión media a utilizar estos servicios por parte de los ciudadanos españoles aumenta hasta alcanzar el máximo a una edad aproximada de 60 años, a partir de la cual disminuye. Posiblemente el efecto de la edad a partir de ese punto de inflexión ya está recogido por el indicador de enfermedades crónicas. Una vez decidido el contacto con el médico, la edad no interviene en el número de consultas realizadas⁷. En cuanto al sexo, encontramos que las mujeres españolas consultan al médico con mayor probabilidad y en mayor número de ocasiones que los hombres.

Las actitudes, percepciones y gustos que incitan a las personas a mantener unos determinados hábitos de vida que afectan a su salud actúan también como determinantes de la decisión de acudir al médico, pero no de la frecuencia de consultas. En particular, encontramos que las personas exfumadoras acuden al médico con mayor probabilidad que los no fumadores, mientras que los fumadores se muestran menos dispuestos al contacto con los servicios médicos, aunque en este caso el coeficiente estimado no es significativo. Sin embargo, el consumo habitual de cantidades elevadas de alcohol sí aparece asociado significativamente a una menor probabilidad de acudir al médico. Cabe pensar que el estatus de exfumador, además de ser un indicador de una determinada valoración de la salud, puede estar aportando información sobre el estado de salud del entrevistado. De hecho, aproximadamente la mitad de los exfumadores de la muestra justificaron la decisión de dejar de fumar aludiendo a problemas de salud, mientras que el resto declararon como razones la preocupación por los efectos nocivos del tabaco y otras circunstancias personales. Los resultados, en cualquier caso, apoyan nuestra hipótesis inicial. Es decir, las personas que practican hábitos de vida nocivos muestran una predisposición a remediar sus problemas de salud menor que otras personas, bien porque frente a una enfermedad su preocupación es menor o bien porque la asocian a unas prácticas insalubres que, por el momento, no

⁷Se estimaron otros modelos eliminando la transformación cuadrática de la edad, pero los resultados no mejoraron.

están dispuestos a modificar.

A la vista de los resultados, no podemos afirmar que el tipo de producción de los servicios cubiertos por el seguro sanitario influya en la utilización de las consultas médicas. Si bien la posesión de algún tipo de cobertura privada tiene el efecto positivo esperado, éste no es significativo. El coeficiente de la renta en el modelo es negativo, pero tampoco es significativo. En principio, la falta de significatividad de esta variable es esperable y deseable en un sistema que garantiza la atención pública a todos los ciudadanos, rigiéndose por un principio claro de equidad en el acceso. En cuanto al signo negativo de su efecto, se puede interpretar como un indicio de que, en este contexto, la renta debe tomarse como un indicador de calidad de vida, es decir, un input sustitutivo de la asistencia sanitaria en la producción de salud, y no tanto un determinante del acceso. Algunos estudios han puesto de manifiesto que tanto la cobertura sanitaria como la renta afectan más a la calidad y al tipo de servicios utilizados que al número de consultas realizadas. Concretamente, Pohlmeier y Ulrich (1995) encontraron que en Alemania el efecto de la cobertura sanitaria y de la renta es diferente según las especialidades consultadas. Según sus estimaciones, las personas con seguros privados en los que el generalista no filtra el acceso a la atención especializada acuden con mayor frecuencia a las consultas de médicos especialistas. Asimismo, estimaron un efecto significativo y positivo de la renta en el número de consultas realizadas a un médico especialista y un efecto negativo en las realizadas a un generalista. En la muestra que hemos utilizado, un 18 % de las consultas atendidas por médicos especialistas⁸ en la muestra, se efectuaron en consultas privadas. Por otra parte, un 26 % de las personas con cobertura pública que acudieron al médico recibieron en la última ocasión atención especializada; este porcentaje asciende al 36 % en el caso de los que tienen algún tipo de cobertura privada. Naturalmente, estas cifras no demuestran ningún tipo de causalidad pero sí constituyen una llamada de atención acerca de su posible existencia y la limitación de la ENS93 para detectarla.

Si tomamos como referencia a las personas que no efectúan ninguna actividad remunerada o no remunerada declarada, encontramos que las personas que trabajan como autónomos tienen una menor probabilidad de acudir al médico. Este hecho ya fue puesto de manifiesto por Calonge (1988) con datos de la Encuesta de Salud de Barcelona. El mismo resultado encontramos en el

⁸Nos referimos a la última consulta realizada por los entrevistados.

caso de las personas que desempeñan labores no remuneradas en el hogar. En este caso, el efecto se traslada también a la frecuentación de las consultas. Los asalariados no manifiestan un comportamiento sensiblemente diferente al colectivo de referencia. Siguiendo con nuestro argumento teórico, podemos inferir que, un sistema que raciona la provisión de los servicios sanitarios mediante listas de espera y colas, son los autónomos quienes perciben un precio mayor de las consultas médicas, seguidos por los que realizan labores del hogar y, finalmente, por los asalariados y el resto de la población inactiva. Resulta interesante comprobar la relevancia de los costes de oportunidad no monetarios del tiempo, reflejados en la menor frecuentación al médico del colectivo de personas dedicadas a labores del hogar, originados en la realización de tareas que conllevan restricciones en la disponibilidad del tiempo de estas personas.

Las personas con estudios secundarios realizan menos consultas médicas que el resto de personas. Este resultado coincide con el encontrado por Windmeijer y Santos Silva (1997) y, al igual que ellos, lo interpretamos como un indicio de la mayor eficiencia que la educación aporta al proceso de producción de salud. Sorprende, sin embargo, que este resultado no se extrapole a los individuos con estudios universitarios. Cabe suponer que la mayor preferencia por la salud de la que habla Folland et al. (1993) compense, en esas personas, el efecto de la mayor eficiencia en la producción de salud. Además, hay que tener en cuenta que una mayor eficiencia en la producción de salud no sólo está relacionada con el volumen de servicios consumidos sino con la calidad y adecuación de los mismos a la dolencia tratada.

Quienes defienden la existencia de una demanda inducida por la oferta argumentan que, cuando a los médicos se les remunera por servicio prestado, la presencia de una mayor competencia acaba provocando un aumento de las consultas a sus pacientes con el objetivo de mantener sus rentas. Esta hipótesis, que bien podría ser cierta en el caso de la medicina privada, no se sustenta sin embargo en un contexto como el español en el que la medicina pública es la más utilizada y los profesionales son, mayoritariamente, asalariados. Las estimaciones apoyan esta afirmación. Si bien una mayor densidad de médicos por habitante favorece el acceso a sus servicios, no influye, sin embargo, en la frecuencia de las consultas que decide en la segunda parte del modelo. Resulta interesante comprobar cómo este matiz queda oculto en el modelo de decisión en una sola parte. En ese caso, el efecto del número de médicos per cápita es positivo y significativo a la hora de explicar la frecuencia media de las consultas al médico (ver Tabla

3.8).

Una vez que controlamos por el resto de variables, se observan aún diferencias geográficas significativas en el acceso a la consulta médica. Concretamente, las personas que residen en las comunidades autónomas del norte tienen una menor probabilidad de acudir al médico y las que residen en el sur una mayor probabilidad, respecto al resto de ciudadanos españoles. El origen de las diferencias geográficas en la demanda sanitaria no es fácil de desentrañar. Muchas veces se trata de cuestiones culturales, otras veces tiene más que ver con la disponibilidad de los servicios y las condiciones de acceso, relacionadas con la diferente estructura urbana que caracteriza el norte y el sur del país. Es posible que las estimaciones reflejen, además, un importante componente estacional en el comportamiento de los ciudadanos. La ENS93 fue realizada entre los meses de enero y febrero y, por tanto, las condiciones climatológicas en esa época del año pudieron haber actuado como condicionantes del acceso a los servicios, con un efecto claramente negativo en la zona norte en relación al resto.

3.5.2 Modelo de consultas urgentes.

La principal conclusión que se extrae de la estimación de este modelo es la limitada capacidad explicativa de las mismas. Este hecho subraya la complejidad y la dificultad de predicción del uso de un servicio de carácter tan extraordinario como la atención urgente. Nuevamente, las enfermedades vuelven a ser los predictores principales de las consultas a este servicio, esta vez actuando como variables *proxy* de situaciones de gravedad clínica. En particular, haber sufrido un accidente provoca una utilización media de las urgencias tres veces superior a la de quienes no lo han sufrido. Este efecto pone de manifiesto la importancia del componente excepcional y esporádico de gran parte de las consultas a estos servicios. Las personas que declaran un estado de salud peor perciben la gravedad de la enfermedad de forma más acentuada. Por ejemplo, las personas que valoran su salud como “mala” acuden, en media, 2,5 veces más a urgencias que quienes la consideran “buena”.

En este caso, las mujeres no muestran un comportamiento diferente al de los hombres. Sin embargo la edad sí induce niveles de utilización diferentes. Concretamente, los jóvenes son usuarios más frecuentes de las urgencias que las personas de más edad. Las estimaciones nos permiten inferir, por ejemplo, que una persona de 60 años -edad para la que estimamos

una mayor probabilidad de consultar al médico- realizará, en media, menos de la mitad de consultas urgentes que otra de 20 años. La práctica de actividades arriesgadas en el caso de los más jóvenes puede justificar esta mayor necesidad de atención urgente. Por otra parte, el proceso de envejecimiento lleva implícito un deterioro de la salud en el cual las necesidades están más orientadas al cuidado que a la curación de enfermedades. Este seguimiento más o menos continuado de los problemas de salud previene también las situaciones de emergencia que conducen al uso de las urgencias.

Entre los estilos de vida, los exfumadores frecuentan con más asiduidad las urgencias que los no fumadores. Este resultado nos remite a la sugerencia anterior acerca de la relación de esta variable con el estado de salud del entrevistado.

Aunque, en principio, la atención urgente se asocia con una atención rápida, los datos parecen confirmar un panorama distinto. En primer lugar, cuando se realiza una consulta urgente fuera del horario de consultas ordinarias, el ciudadano encuentra que, la mayoría de las veces, los centros a los que debe acudir no son los más próximos a su lugar de residencia. En segundo lugar, si la gravedad del caso es menor, posiblemente tiene que guardar colas parecidas -incluso superiores, en algunos hospitales públicos- a las que pueden encontrarse en las horas de consulta normal. Ambas circunstancias pueden desincentivar al usuario potencial que se enfrenta a un mayor coste de tiempo, como se deduce del signo negativo y significativo del estatus de autónomo.

Vivir en un área rural actúa como factor inhibidor de las consultas urgentes. En este sentido, sería conveniente matizar un aspecto relacionado con la elaboración de la encuesta. Recordemos que la pregunta que responden los entrevistados en el apartado de consultas urgentes es la siguiente: *“En estos últimos 12 meses, ¿ha tenido usted que acudir a algún servicio de urgencias por algún problema o enfermedad propia?”*. El planteamiento de la pregunta no es adecuado para zonas rurales en las que los casos urgentes se atienden generalmente en el domicilio del paciente. De modo que las respuestas pueden estar recogiendo dos aspectos. Por una parte, las dificultades de acceso en las zonas rurales a los servicios de urgencia, cuya utilización masiva es un fenómeno propio de las grandes ciudades⁹. Y por otra parte, el sesgo negativo que corresponde

⁹Sin embargo, las variables indicativas de la residencia en ciudades grandes o en zonas metropolitanas no resultaron significativas y se excluyeron de la especificación final.

a la idea de consulta urgente como una visita a un centro prestador de este tipo de atención.

Por último, a pesar de que la prestación de la atención urgente se lleva a cabo, principalmente, en los hospitales, la dotación de este tipo de establecimientos en la comunidad autónoma de los entrevistados no provoca niveles de utilización significativamente diferentes, aunque el signo estimado de la variable es positivo.

3.6 Conclusiones

En este capítulo se han estudiado los factores que determinan la utilización de las consultas médicas y la demanda atendida de urgencias en España a partir de los datos de la ENS93 y de la EPF 90-91. La literatura nos ofrece pruebas, comunes e independientes de la población estudiada, acerca del efecto provocado por los factores biológicos en la demanda de cualquier tipo de atención médica. Sin embargo, no ocurre lo mismo con las variables socioeconómicas. Su capacidad explicativa está condicionada, en primer lugar, por la configuración particular de cada sistema sanitario y, en segundo lugar, por la dimensión de la demanda seleccionada para el estudio.

Nuestra atención se ha centrado en el número de consultas realizadas por los entrevistados. La comparación de los modelos econométricos propuestos nos ha permitido comprobar la superioridad de la especificación Binomial Negativa en dos partes a la hora de explicar la utilización de consultas al médico. En el caso de las consultas urgentes, adoptamos un modelo de decisión en una sola parte y obtenemos evidencias a favor de la especificación Binomial Negativa. Las estimaciones por MCGS del modelo son similares a las obtenidas por MVBN. Este resultado se añade al encontrado por Delgado y Kniesner (1997) y refuerza la idea de que este método de estimación constituye una alternativa adecuada si el investigador sólo está interesado en los parámetros de la media condicional del modelo.

Los resultados de las estimaciones ponen de manifiesto la importancia de los factores biológicos como predictores del nivel de utilización de asistencia sanitaria. Por otra parte, observamos que el libre acceso de los ciudadanos a los servicios públicos, la ausencia de copagos en el sistema y el racionamiento mediante listas de espera y colas explican que, en este contexto, las diferencias de renta de los usuarios no induzcan desigualdades importantes en el acceso a la

atención sanitaria. Sin embargo, estas mismas características conceden una relevancia especial a los determinantes del coste de oportunidad del tiempo en la decisión de los individuos. Cabe destacar, también, la importancia de los estilos de vida en la utilización de asistencia sanitaria, aunque la posible interacción de esas variables con el resto de regresores del modelo merece un análisis más detallado.

Aunque los factores que explican la decisión de contacto con los servicios son diferentes de los que explican el número de consultas realizadas, no podemos extraer conclusiones sobre la relevancia de la intervención del médico en esta segunda parte de la decisión. De hecho, la relevancia de los indicadores de salud en esta parte de la decisión, así como la ausencia de incentivos económicos en el sistema sanitario español, muestra que, si realmente el médico decide el volumen de consultas realizadas por el paciente, actúa movido por las necesidades de salud del mismo y por lo que él considera una práctica médica adecuada. En cualquier caso, el desconocimiento de la intensidad de las consultas y los tratamientos prescritos por el médico en cada caso no nos permite cerrar esta cuestión.

El análisis de las consultas urgentes no arroja demasiada luz sobre las razones de su utilización. La ausencia de factores significativos en estas decisiones ha sido mostrada también por Gurmu (1997) con datos americanos. Hallamos un marcado protagonismo de las enfermedades y la edad como factores explicativos. El coste del tiempo al que se enfrentan los pacientes potenciales y el tamaño de la población en la que residen, limitan el nivel de utilización de este servicio. Si bien es cierto que entre las razones explicativas del aumento reciente en la demanda de atención urgente se ha vinculado a las situaciones de marginación social y económica, ni la renta, ni el nivel educativo muestran un efecto significativo. Sin embargo, es posible que la somatización de la situación socioeconómica esté recogida en la percepción subjetiva de la salud por parte de cada entrevistado que sí es significativa en el modelo.

3.7 Apéndice 1: Errores estándar corregidos.

Los procedimientos de estimación en dos etapas, como el utilizado en el modelo de consultas al médico, permiten obtener estimadores de los parámetros de la media condicional consistentes bajo condiciones de regularidad muy generales. Sin embargo, los errores estándar obtenidos en la segunda etapa, es decir, aquéllos que corresponden al modelo relevante para el investigador, no son correctos. Murphy y Topel (1985) muestran la forma de calcular errores estándar asintóticamente correctos en este tipo de modelos. Utilizaremos su metodología para derivar los errores estándar en un contexto de máxima pseudo verosimilitud, es decir, cuando permitimos que existan errores de especificación en la distribución condicional de las variables.

Suponemos que el modelo principal es estimado por máxima pseudoverosimilitud, a partir de los datos de la ENS93. Denotamos por $L(X_i; \theta)$ al logaritmo de la función de verosimilitud condicional de la variable Y_i , donde $\theta = (\gamma, \beta)$, $X_i = (X'_{1i}, X'_{2i})'$ es un vector $m \times 1$ de variables exógenas y X'_{2i} no es observable. Suponemos que los valores de esta variable se predicen estimando por MCO la siguiente regresión a partir de los datos procedentes de la EPF90-91:

$$X_{2i} = Z'_i \gamma + \zeta_i \quad (A.1)$$

donde Z'_i es un vector de variables explicativas de X_{2i} , de orden $1 \times p$, y los ζ_i son i.i.d, tales que $E(\zeta_i) = 0$ y $Var(\zeta_i) = \sigma_\zeta^2$.

Suponemos que se cumple la condición habitual de mínimos cuadrados,

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i Z'_i \xrightarrow{p} A = E(Z_i Z'_i).$$

Aplicando la Ley de los Grandes Números obtenemos el siguiente resultado asintótico,

$$\sqrt{n}(\hat{\gamma} - \gamma) = A^{-1} \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n Z_i \zeta_i + o_p(1). \quad (A.2)$$

El estimador máximo verosímil del modelo principal satisface la siguiente condición de primer orden:

$$\sum_{i=1}^n \frac{\partial L(X_{1i}, Z_i; \hat{\gamma}, \hat{\beta})}{\partial \beta} = 0,$$

que expandimos en un entorno de los verdaderos valores de los parámetros, $\theta_0 = (\gamma_0, \beta_0)$, aplicando el Teorema del Valor Medio,

$$\begin{aligned} -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial L(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta} &= \frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^n \frac{\partial^2 L(X_{1i}, Z_i; \bar{\theta})}{\partial \beta \partial \gamma'} \right] \sqrt{n}(\hat{\gamma} - \gamma_0) + \\ &\quad \frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^n \frac{\partial^2 L(X_{1i}, Z_i; \bar{\theta})}{\partial \beta \partial \beta'} \right] \sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta_0). \end{aligned} \quad (\text{A.3})$$

donde $\|\bar{\theta} - \theta_0\| \leq \|\hat{\theta} - \theta_0\|$. Sabemos que

$$\begin{aligned} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial^2 L(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta \partial \gamma'} &\xrightarrow{p} R_{12} \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial^2 L(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta \partial \beta'} &\xrightarrow{p} R_{22}. \end{aligned}$$

Por tanto, podemos escribir la siguiente equivalencia asintótica de (A.3)

$$\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta_0) = \left[R_{22}^{-1} R_{12} A^{-1} R_{22}^{-1} \right] \left(\frac{\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n Z_i \zeta_i}{\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \frac{\partial L(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta}} \right) + o_p(1) \quad (\text{A.4})$$

Por el Teorema Central del Límite,

$$\sqrt{n} \sum_{i=1}^n Z_i \zeta_i \xrightarrow{d} N(0, B)$$

$$B = E(Z_i Z_i' \zeta_i^2)$$

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \frac{\partial L(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta} \xrightarrow{d} N(0, C)$$

$$C = E \left(\frac{\partial L}{\partial \beta}(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0) \frac{\partial L}{\partial \beta'}(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0) \right)$$

y

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \frac{\partial L(X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta} Z_i' \zeta_i \xrightarrow{d} N(0, D)$$

$$D = E \left(\frac{\partial L}{\partial \beta} (X_{1i}, Z_i; \gamma_0, \beta_0) Z_i' \zeta_i \right)$$

Puesto que estamos considerando muestras independientes, podemos trabajar con la restricción $D = 0$, de modo que la distribución asintótica de $\hat{\beta}$ es la siguiente

$$\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta_0) \xrightarrow{d} N \left(0, R \begin{pmatrix} B & 0 \\ 0 & C \end{pmatrix} R' \right) \quad (A.5)$$

donde $R = \begin{bmatrix} R_{22}^{-1} R_{12} A^{-1} & R_{22}^{-1} \end{bmatrix}$.

La expresión de la matriz de varianzas-covarianzas del estimador máximo pseudoverosímil de β es:

$$Var(\hat{\beta}) = R_{22}^{-1} [R_{12}' A^{-1} B A^{-1} R_{12} + C] R_{22}^{-1} \quad (A.6)$$

Es inmediato comprobar que si la especificación de $L(X_i; \theta)$ es correcta, entonces,

$$Var(\hat{\beta}) = R_{22}^{-1} + R_{22}^{-1} [R_{12}' A^{-1} R_{12}] R_{22}^{-1}. \quad (A.7)$$

La estimación de $Var(\hat{\beta})$ se obtiene sustituyendo cada una de las matrices que aparecen en su expresión por estimaciones consistentes de las mismas.

3.8 Apéndice 2: Tablas

TABLA 3.6: DEFINICION DE VARIABLES

NOMBRE	DEFINICIÓN
CONSULTAS ORDINARIAS	Número de consultas al médico en las últimas dos semanas
CONSULTAS URGENTES	Número de consultas a los servicios de urgencias en el último año
PRIVA	Variable dicotómica. Seguro sanitario de provisión privada: (=1 sí, =0 no)
PUPRI	Variable dicotómica. Doble cobertura, provisión pública y privada: (=1 sí, =0 no)
MUJER	Variable dicotómica. Sexo: (=1 mujer, =0 hombre)
EDAD	Edad del entrevistado
ENF. CRONICAS(*)	Variable dicotómica. Enfermedades crónicas: (=1 si padece, =0 otro caso)
ENFER. AGUDA	Variable dicotómica. Enfermedades fisiológicas agudas en el periodo de referencia: (=1 sí, =0 no)
SALUD SUB.	Variable que toma cinco valores. Percepción del estado de salud: 1= muy buena, 2= buena, 3= regular, 4= mala, 5= muy mala
ACCIDENTE	Variable dicotómica. Accidente sufrido en el último año: (=1 sí, =0 no)
FUMADOR	Variable dicotómica. Fumador habitual de más de 10 cigarrillos diarios (=1 sí, =0 no)
EXFUMADOR	Variable dicotómica. Exfumador (=1 sí, =0 no)
ALCOHOL(**)	Variable dicotómica. Bebedor habitual de más de 100 cc de alcohol diarios (=1 sí, =0 no)
ASALARIADO	Variable dicotómica. Trabajador asalariado: (=1 sí, =0 no)
SUS LABORES	Variable dicotómica. Sus labores (ama/o de casa) (=1 sí, =0 no)
AUTÓNOMO	Variable dicotómica. Trabajador autónomo (=1 sí, =0 no)
SIN ESTUDIOS	Variable dicotómica. Sin estudios: (=1 sí, =0 no)
SECUNDARIOS	Variable dicotómica. Estudios secundarios: (=1 sí, =0 no)
UNIVERSITARIOS	Variable dicotómica. Estudios universitarios o superiores: (=1 sí, =0 no)
log(RENTA)	Logaritmo de la renta estimada del hogar
NORTE	Variable dicotómica. Región geográfica: (=1 si reside en Asturias, Navarra Cantabria, País Vasco, o Castilla-León, =0 otro caso)
SUR	Variable dicotómica. Región geográfica: (=1 si reside en Andalucía, Murcia or Extremadura, =0 otro caso)
RURAL	Variable dicotómica. Residencia en una zona rural de < 10.000 habitantes (=1 sí, =0 no)
MEDICOS	Variable continua. Número de médicos por 1000 habs. en la provincia del entrevistado. Fuente: Anuario Estadístico del INE
HOSGE	Número de hospitales generales en la provincia del entrevistado. Fuente: Estadística de Establecimientos Sanitarios INE

(*) Las enfermedades crónicas son: enfermedades cardiovasculares, bronquitis crónica, asma, diabetes, hipertensión, alergia, colesterol elevado y úlcera de estómago. (**) Para crear esta variable se ha utilizado una tabla de conversión que permite transformar los centímetros cúbicos de diversos tipos de bebidas alcohólicas y su graduación media respectiva, en centímetros cúbicos de alcohol puro (ver Ministerio de Sanidad y Consumo, 1989, pp.298). La frecuencia de consumo que declaran los entrevistados se ha utilizado para aproximar el consumo medio diario. La variable *ALCOHOL* debe tomarse como una aproximación, probablemente sesgada a la baja por la infradeclaración que los entrevistados hacen de un tipo de consumo en el cual el exceso llevan implícitas connotaciones sociales negativas.

TABLA 3.7
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

	MEDIA	DESV.TÍPICA	MINIMO	MAXIMO
COB. PRIVADA	0.03	0.18	0	1
COB. PUB-PRI	0.06	0.25	0	1
MUJER	0.48	0.50	0	1
EDAD	43	16.41	16	97
ENF-CRONICAS	0.39	0.47	0	1
ENFER.AGUDA (2 semanas)	0.09	0.29	0	1
ENFER. AGUDA (1 año)	0.18	0.38	0	1
SALUD SUB.	2.24	0.74	1	5
ACCIDENTE	0.07	0.26	0	1
FUMADOR	0.34	0.47	0	1
EXFUMADOR	0.14	0.34	0	1
ALCOHOL	0.04	0.20	0	1
ASALARIADO	0.28	0.45	0	1
SUS LABORES	0.21	0.40	0	1
AUTÓNOMO	0.15	0.35	0	1
SIN ESTUDIOS	0.51	0.50	0	1
SECUNDARIOS	0.19	0.39	0	1
UNIVERSITARIOS	0.17	0.37	0	1
log(RENTA $\times 10^{-6}$)	14.80	0.47	13.26	16.47
NORTE	0.26	0.44	0	1
SUR	0.16	0.37	0	1
RURAL	0.30	0.45	0	1
MEDICOS	3.85	0.79	2.23	5.61
HOSGE	14.42	14.40	2	59

TABLA 3.8

ESTIMACIONES DEL MODELO DE CONSULTAS AL MEDICO

	MCNL	POISSON	BN2	MCGS
CTE	-2.224 (0.572) [0.915]	-2.508 (0.662) [0.782]	-2.569 (0.753) [0.920]	-2.683 (0.736) [0.796]
EDAD $\times 10^{-1}$	0.163 (0.047) [0.080]	0.206 (0.054) [0.063]	0.204 (0.061) [0.073]	0.237 (0.062) [0.070]
EDAD ² $\times 10^{-3}$	-0.144 (0.047) [0.083]	-0.186 (0.055) [0.064]	-0.184 (0.064) [0.075]	-0.209 (0.064) [0.074]
MUJER	0.254 (0.035) [0.059]	0.303 (0.040) [0.049]	0.320 (0.046) [0.057]	0.399 (0.046) [0.053]
ENF. CRONICAS	0.098 (0.014) [0.028]	0.171 (0.018) [0.023]	0.206 (0.021) [0.027]	0.160 (0.020) [0.025]
ENF. AGUDA	1.048 (0.032) [0.053]	1.096 (0.038) [0.050]	1.163 (0.045) [0.059]	0.985 (0.046) [0.054]
SALUD SUB.	0.296 (0.017) [0.035]	0.395 (0.021) [0.028]	0.426 (0.024) [0.033]	0.445 (0.023) [0.028]
FUMADOR	-0.011 (0.040) [0.068]	-0.045 (0.045) [0.053]	-0.051 (0.050) [0.061]	-0.049 (0.051) [0.056]
EXFUMADOR	0.166 (0.041) [0.074]	0.203 (0.047) [0.055]	0.207 (0.054) [0.065]	0.305 (0.050) [0.061]
ALCOHOL	-0.331 (0.109) [0.116]	-0.289 (0.102) [0.128]	-0.279 (0.111) [0.149]	-0.371 (0.106) [0.108]
COB. PRIVADA	0.166 (0.068) [0.151]	0.180 (0.085) [0.108]	0.194 (0.098) [0.128]	0.255 (0.083) [0.119]
COB. PUB-PRI	-0.001 (0.058) [0.086]	0.068 (0.065) [0.073]	0.082 (0.074) [0.086]	0.080 (0.072) [0.077]
ASALARIADO	0.070 (0.041) [0.067]	-0.051 (0.047) [0.055]	-0.070 (0.053) [0.065]	-0.094 (0.052) [0.058]
AUTONOMO	-0.550 (0.055) [0.098]	-0.293 (0.062) [0.075]	-0.317 (0.069) [0.087]	-0.369 (0.070) [0.079]
SUS LABORES	-0.145 (0.039) [0.069]	-0.184 (0.048) [0.056]	-0.198 (0.056) [0.067]	-0.211 (0.053) [0.059]
SIN ESTUDIOS	-0.173 (0.039) [0.070]	-0.121 (0.048) [0.058]	-0.095 (0.055) [0.069]	-0.144 (0.055) [0.064]
SECUNDARIOS	-0.022 (0.048) [0.088]	-0.063 (0.053) [0.060]	-0.068 (0.059) [0.068]	-0.036 (0.058) [0.069]
UNIVERSITARIOS	-0.052 (0.051) [0.096]	-0.041 (0.056) [0.070]	-0.037 (0.063) [0.080]	-0.062 (0.063) [0.072]
log(RENTA $\times 10^{-6}$)	-0.060 (0.038) [0.064]	-0.073 (0.044) [0.053]	-0.077 (0.051) [0.062]	-0.085 (0.050) [0.054]
RURAL	0.009 (0.034) [0.060]	-0.003 (0.038) [0.046]	-0.002 (0.043) [0.054]	0.009 (0.042) [0.047]
NORTE	-0.107 (0.038) [0.058]	-0.118 (0.041) [0.048]	-0.123 (0.046) [0.056]	-0.104 (0.046) [0.049]
SUR	0.215 (0.037) [0.070]	0.217 (0.045) [0.054]	0.216 (0.052) [0.062]	0.219 (0.048) [0.059]
MEDICOS	0.097 (0.019) [0.032]	0.104 (0.022) [0.027]	0.107 (0.025) [0.031]	0.100 (0.025) [0.027]
α			0.662 (0.053) [0.073]	
log-ver R ²	0.14	-8673.66 0.19	-8514.68 0.20	0.08

() Errores estándar [] Errores estándar robustos corregidos

TABLA 3.9

ESTIMACIONES DEL MODELO DE CONSULTAS URGENTES

	MCNL	POISSON	BN2	MCGS
CTE	1.418 (0.618) [1.713]	-3.325 (0.796) [1.093]	-4.303 (0.977) [1.516]	-2.907 (0.833) [1.198]
EDAD $\times 10^{-1}$	-0.172 (0.012) [0.032]	-0.148 (0.014) [0.019]	-0.154 (0.018) [0.027]	-0.172 (0.016) [0.021]
MUJER	-0.064 (0.039) [0.095]	0.026 (0.048) [0.064]	0.057 (0.059) [0.088]	0.076 (0.052) [0.066]
ENF. CRONICAS	0.095 (0.018) [0.044]	0.169 (0.024) [0.033]	0.203 (0.031) [0.051]	0.171 (0.028) [0.036]
ENF. AGUDA	0.872 (0.042) [0.070]	0.993 (0.046) [0.063]	1.046 (0.061) [0.096]	1.079 (0.053) [0.067]
ACCIDENTE	0.889 (0.033) [0.082]	1.207 (0.046) [0.058]	1.393 (0.033) [0.061]	1.132 (0.052) [0.069]
SALUD SUB.	0.421 (0.018) [0.052]	0.426 (0.026) [0.039]	0.460 (0.061) [0.082]	0.442 (0.027) [0.040]
FUMADOR	0.038 (0.040) [0.107]	0.092 (0.049) [0.065]	0.104 (0.062) [0.087]	0.064 (0.053) [0.073]
EXFUMADOR	0.176 (0.047) [0.097]	0.172 (0.059) [0.074]	0.160 (0.074) [0.112]	0.228 (0.061) [0.075]
ALCOHOL	-0.02 (0.075) [0.285]	0.003 (0.099) [0.125]	-0.0004 (0.126) [0.167]	0.077 (0.088) [0.153]
COB. PRIVADA	-0.244 (0.106) [0.183]	0.043 (0.110) [0.130]	0.117 (0.134) [0.168]	0.152 (0.103) [0.158]
COB. PUB-PRU	0.266 (0.051) [0.141]	0.169 (0.075) [0.088]	0.173 (0.094) [0.118]	0.264 (0.071) [0.101]
SUS LABORES	0.021 (0.048) [0.112]	-0.092 (0.060) [0.079]	-0.127 (0.075) [0.111]	-0.040 (0.068) [0.081]
AUTONOMO	-0.223 (0.059) [0.144]	-0.260 (0.069) [0.083]	-0.288 (0.085) [0.113]	-0.289 (0.074) [0.103]
ASALARIADO	-0.112 (0.041) [0.097]	-0.114 (0.051) [0.064]	-0.092 (0.063) [0.090]	-0.073 (0.053) [0.070]
SIN ESTUDIOS	0.175 (0.050) [0.135]	0.034 (0.064) [0.088]	0.019 (0.082) [0.132]	0.112 (0.075) [0.096]
SECUNDARIOS	0.193 (0.046) [0.116]	-0.099 (0.058) [0.070]	-0.161 (0.072) [0.096]	0.004 (0.060) [0.076]
UNIVERSITARIOS	0.246 (0.050) [0.129]	-0.020 (0.063) [0.077]	-0.075 (0.077) [0.102]	0.031 (0.064) [0.087]
log(RENTA $\times 10^{-6}$)	-0.258 (0.040) [0.116]	0.045 (0.052) [0.072]	0.104 (0.064) [0.101]	0.0002 (0.054) [0.079]
RURAL	-0.230 (0.044) [0.090]	-0.294 (0.050) [0.062]	-0.319 (0.062) [0.089]	-0.303 (0.059) [0.067]
NORTE	-0.150 (0.048) [0.102]	-0.067 (0.053) [0.066]	-0.061 (0.065) [0.0923]	-0.074 (0.059) [0.071]
SUR	-0.018 (0.046) [0.099]	0.015 (0.056) [0.071]	0.029 (0.070) [0.103]	0.021 (0.062) [0.078]
HOSGE	0.003 (0.001) [0.002]	0.001 (0.001) [0.002]	0.0006 (0.002) [0.003]	0.002 (0.001) [0.002]
α			1.155 (0.088) [0.121]	
log-ver R ²	0.10	-6531.93 0.18	-6298.86 0.20	0.07

() Errores estándar [] Errores estándar robustos

TABLA 3.10

ESTIMACIONES DEL MODELO DE CONSULTAS AL MEDICO. ESPECIFICACIÓN VALLA
BINOMIAL NEGATIVA.

	(PARTE I) CONTACTO	PARTE II (FRECUENCIA)
CTE	-2.377 [0.927]	-4.270 [2.270]
EDAD $\times 10^{-1}$	0.206 [0.079]	0.201 [0.146]
EDAD $^2 \times 10^{-3}$	-0.173 [0.084]	-0.224 [0.148]
MUJER	0.322 [0.057]	0.378 [0.111]
ENF. CRONICAS	0.290 [0.032]	0.126 [0.053]
ENF. AGUDA	1.625 [0.067]	0.723 [0.104]
SALUD SUB.	0.496 [0.033]	0.380 [0.062]
FUMADOR	-0.104 [0.061]	0.121 [0.127]
EXFUMADOR	0.292 [0.067]	-0.047 [0.144]
ALCOHOL	-0.308 [0.128]	-0.211 [0.497]
COB. PRIVADA	0.239 [0.127]	0.098 [0.314]
COB. PUB-PRI	0.101 [0.093]	-0.024 [0.164]
ASALARIADO	-0.110 [0.065]	0.080 [0.136]
AUTONOMO	-0.406 [0.083]	-0.069 [0.195]
SUS LABORES	-0.150 [0.073]	-0.399 [0.142]
SIN ESTUDIOS	-0.124 [0.075]	-0.002 [0.137]
SECUNDARIOS	0.0008 [0.068]	-0.331 [0.155]
UNIVERSITARIOS	0.057 [0.076]	0.063 [0.177]
log(RENTA $\times 10^{-6}$)	-0.111 [0.062]	-0.028 [0.144]
RURAL	0.008 [0.053]	-0.004 [0.119]
NORTE	-0.203 [0.057]	0.090 [0.116]
SUR	0.274 [0.064]	0.158 [0.139]
MEDICOS	0.124 [0.031]	0.106 [0.075]
δ		6.262 [7.213]
log-ver	-6315.95	-2.070.96

() Errores estándar robustos corregidos

Capítulo 4

Contrastes de bondad de ajuste en modelos con datos de recuento: aplicación a la demanda de atención dental en España.

RESUMEN: Este capítulo aborda el estudio de los determinantes de la utilización de atención dental en España. La utilización se mide por el número de visitas al dentista. En este caso, centramos la atención en la aplicación de medidas de bondad de ajuste alternativas que permitan discriminar entre las especificaciones propuestas: Poisson, Binomial Negativa y la especificación valla Binomial Negativa. En primer lugar, se implementan diversas técnicas de selección de modelos habituales en la literatura empírica sobre datos de recuento, basadas en la comparación de las verosimilitudes de los modelos y en la capacidad predictiva de los mismos. En segundo lugar, se aplican contrastes formales de especificación. En particular, consideramos contrastes para modelos anidados y contrastes de especificación, propuestos recientemente en la literatura, que son consistentes en la dirección de alternativas no paramétricas. Los resultados muestran que la especificación Binomial Negativa es apropiada para modelizar la demanda de asistencia dental en España y destacan la importancia de la renta familiar como determinante de la utilización de estos servicios.

4.1 Introducción

El objetivo de este capítulo es comparar diferentes medidas de bondad de ajuste en los modelos basados en datos de recuento. La aplicación se realiza en el contexto de un modelo de demanda de atención dental en España.

La característica fundamental de la atención sanitaria dental en España es su provisión mayoritariamente privada. La responsabilidad del Sistema Nacional de Salud se restringe exclusivamente a la atención preventiva a madres gestantes y al tratamiento de algunos problemas odontológicos agudos, dejando el resto de servicios bajo la cobertura del sector privado. La exclusión de la mayor parte de servicios odontológicos de la cobertura pública, se debe a que, excepto en situaciones de dolencias odontológicas agudas -normalmente cubiertas por los seguros públicos- el paciente puede posponer la consulta al dentista hasta disponer de los recursos monetarios necesarios para afrontarla, sin incurrir por ello en riesgos importantes para su salud. Según las Encuestas de Presupuestos Familiares, el gasto en dentista de los hogares españoles que declararon haber utilizado atención dental privada supuso, en media, el 16,8 % de su factura sanitaria en 1980-81 y el 30 % en 1990-91 (Murillo et al., 1997).

Por otra parte, España es el país de la Unión Europea con un mayor número habitantes por dentista, aproximadamente 2.688, en 1996, frente a una media europea de 1.700. En ese mismo año, del total de dentistas en activo, un 93 % ejercían dentro del sector privado, 4 % en hospitales y un 2 % en los servicios públicos de atención dental (Mossialos y Le Grand, 1999).

El principio de igualdad de acceso a la atención sanitaria en el que se basa el Sistema Nacional de Salud sólo se aplica a los servicios cubiertos por el mismo, de ahí el escaso interés de las autoridades en analizar la distribución de la atención dental entre la población. Sin embargo, el panorama descrito de provisión mayoritariamente privada y de escasez relativa de profesionales existente en este caso hace que la capacidad de pago de los pacientes se convierta en un determinante importante del acceso a estos servicios. Tal circunstancia puede provocar disparidades sociales en la distribución de estos servicios y, por tanto, en la salud dental de los ciudadanos.

En este capítulo se analiza el impacto de diversos factores socioeconómicos en la utilización de la atención bucodental en España, distinguiendo a los individuos por sexo y estatus laboral. El marco teórico de referencia es el modelo descrito en el capítulo 2 y los datos proceden de la

Encuesta Nacional de Salud de 1993.

Al igual que en estudios previos (Manning y Phelps, 1979, Mueller y Monheit, 1988, Olsson, 1999), la demanda atendida de asistencia dental se mide por el número de consultas al dentista realizadas por los entrevistados. En esta ocasión ponemos un énfasis especial en la especificación y estimación de las probabilidades condicionales de realizar un determinado número de consultas. Estas probabilidades se pueden estimar de forma consistente mediante técnicas no paramétricas. Sin embargo, cuando el modelo tiene varias variables explicativas, estas técnicas no aportan estimaciones precisas debido a la “maldad de la dimensionalidad” y su interpretación es, además, compleja. Por tanto, la estimación máximo verosímil tiene una especial motivación en este contexto.

Un modelo basado en la especificación de la distribución condicional de los datos ofrece varias ventajas: si la especificación es correcta, a) las estimaciones máximo verosímiles son las más eficientes; b) los parámetros estimados tienen una interpretación económica; y c) permite realizar ejercicios de predicción que pueden ser relevantes para el diseño de políticas económicas. En la práctica, es difícil conocer a priori el verdadero proceso generador de los datos. Generalmente, el investigador dispone de un conjunto de modelos alternativos, que supone consistentes con la teoría económica que pretende estudiar, y elige, entre ellos, el que mejor se ajusta a los datos observados, de acuerdo a una serie de criterios estadísticos establecidos. El modelo elegido no tiene por qué ser el verdadero, sino sólo el que mejor responde a la regla de selección utilizada. Si el modelo no es el correcto, las estimaciones pueden ser inconsistentes y, por tanto, inútiles para propósitos de análisis económico.

En este capítulo se comparan diferentes técnicas de bondad de ajuste para discriminar entre tres especificaciones distintas de la distribución condicional del número de visitas al dentista: Poisson, Binomial Negativa y Binomial Negativa en dos partes. En primer lugar, se implementan técnicas de selección de modelos habituales en las aplicaciones de modelos con datos discretos, basadas en la comparación de verosimilitudes y en la capacidad predictiva de los modelos. En segundo lugar, se proponen contrastes de especificación formales. En particular, se consideran contrastes anidados, habituales en los modelos de datos de recuento (Cameron y Trivedi, 1986), y contrastes de especificación de la distribución condicional de los datos que son consistentes en la dirección de alternativas no paramétricas, de acuerdo con las propuestas de Stute (1997)

y Andrews (1997).

El resto del capítulo se organiza del siguiente modo. La primera sección presenta los datos y los modelos econométricos que se van a comparar en el estudio. En la sección 4.3 se discuten las diferentes técnicas de bondad de ajuste. Los resultados empíricos se discuten en la sección 4.4. La última sección está dedicada a comentarios finales y conclusiones.

4.2 Datos y modelos.

4.2.1 La utilización de atención dental.

La muestra está formada por 12.316 hombres y mujeres entrevistados en la ENS93, menores de 65 años que respondieron a todas las preguntas relevantes. Las personas mayores de 65 años fueron excluidas de la muestra debido a la escasa proporción de usuarios en ese tramo de edad.

La variable que define la utilización de asistencia dental está formada por las respuestas de los entrevistados en la ENS93 a la siguiente pregunta: *Durante los últimos tres meses, ¿ha ido usted al dentista, protésico o higienista dental para examen, consejo o tratamiento de problemas de su dentadura o boca?, ¿cuántas veces?*. Para analizar los determinantes del número de visitas al dentista, se han considerado cuatro submuestras, definidas según el sexo y el estatus laboral -ocupados o no ocupados- de los entrevistados. La diferente utilización de asistencia sanitaria por parte de los hombres y las mujeres está relacionada no sólo con las condiciones biológicas subyacentes, sino también con diferentes actitudes frente a la salud bucodental, lo que incluye la predisposición hacia la prevención y la satisfacción con la apariencia dental. En cuanto a la separación de los entrevistados según su estatus laboral trata de identificar, de forma más precisa, las restricciones económicas a las que se enfrentan hombres y mujeres, en este tipo de decisión. Sin embargo, esta distinción no implica una categorización homogénea en ambos sexos. En la siguiente tabla, se puede comprobar la diferente composición de las muestras de no ocupados.

TABLA 4.1
DISTRIBUCIÓN DE LAS MUESTRAS DE NO OCUPADOS

	Mujeres	Hombres
Jubilado o pensionista	2.8	25.9
Pensionista, antes sus labores	4.0	0.1
Parado, antes trabajando	10.7	29.8
Parado, busca primer empleo	2.4	4.3
Estudiante	18.2	37.0
Sus labores	61.4	1.0
Otra	0.5	1.9

La mayor proporción de mujeres no ocupadas corresponde a las amas de casa (61 %), mientras que en el caso de los hombres, son los parados y estudiantes quienes ocupan esta primera posición, con porcentajes del 37 % y 30 % respectivamente. Por otra parte, el porcentaje de perceptores potenciales de renta no laboral -jubilados y pensionistas- es mayor entre los hombres que entre las mujeres. La diferente composición de estas muestras debe tenerse en cuenta a la hora de interpretar el efecto de las variables socioeconómicas en la utilización de asistencia dental realizada por estos grupos de individuos.

La frecuencia de utilización de las consultas al dentista en cada grupo se presenta en la tabla siguiente.

TABLA 4.2
FRECUENCIAS MUESTRALES DEL NÚMERO DE VISITAS AL DENTISTA.

	Número de consultas									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8+	Total
Mujeres ocupadas	1442	178	75	39	20	8	10	3	16	1791
Mujeres no ocupadas	3360	341	159	87	38	22	18	7	18	4050
Hombres ocupados	3835	325	142	69	46	23	11	5	11	4467
Hombres no ocupados	1722	169	62	28	8	8	4	2	5	2008

Destaca la elevada proporción de no usuarios en las submuestras que va del 80 %, en el caso de las mujeres ocupadas, al 86 % en la muestra de hombres no ocupados. En la tabla

también puede apreciarse que las mujeres son usuarias más frecuentes de la atención dental que los hombres. La ENS93 ofrece información sobre las características de la última consulta realizada al dentista durante los tres meses de referencia. En la Tabla 4.3 se muestra el tipo de tratamientos recibidos en esa ocasión por los pacientes. El porcentaje de mujeres que utilizaron atención preventiva -limpiezas y revisiones- en su última consulta fue superior al de los hombres, dentro de ambos estatus profesionales.

TABLA 4.3
ATENCIÓN RECIBIDA EN LA ÚLTIMA VISITA

Los porcentajes no suman uno porque en cada visita los pacientes pueden haber recibido más de un tipo de atención.

	Empastes	Extracciones e infecciones	Prótesis y ortodoncia	Limpiezas	Revisiones
Mujeres ocupadas	54.7	26.3	21.2	29.2	18.3
Mujeres no ocupadas	52.0	31.7	21.4	22.3	17.4
Hombres ocupados	49.8	35.4	18.9	27.0	14.5
Hombres no ocupados	49.3	27.9	18.2	19.2	14.7

En España, las extracciones y tratamiento de infecciones están cubiertas por el seguro público. Las extracciones han sido denominadas la "atención dental de los pobres", en contraposición a los tratamientos reconstructivos de la dentadura, como empastes, ortodoncias, etc., demandados por las personas con mayor poder adquisitivo. Los datos muestran que la proporción de mujeres ocupadas a las que se les realizaron extracciones fue mayor que el de no ocupadas. Sin embargo, no se observa un patrón claro entre los hombres.

4.2.2 Variables explicativas.

El contexto teórico de demanda de asistencia sanitaria presentado en el capítulo 2 se aplica directamente a la atención dental. Siguiendo el enfoque de Cameron et al. (1988), suponemos que la demanda de estos servicios depende de la salud y de las variables biológicas, sociodemográficas y económicas que determinan sus preferencias, la tecnología de producción de salud y las restricciones financieras a las que se enfrenta. En esta sección se presentan las variables de la ENS93 que miden estos aspectos, acompañadas de algunos datos descriptivos de las mismas.

Salud dental y variables demográficas

La ENS93 no incluye indicadores adecuados de salud dental. De modo que, siguiendo otros estudios sobre el tema (Grytten et al. (1990), Olsson (1999)), se han introducido variables que indican el estado de conservación de la dentadura de los entrevistados. En concreto, *DENT1*, *DENT2* y *DENT3* son variables dicotómicas que denotan si el individuo conserva toda su dentadura, menos de la mitad de su dentadura o nada, respectivamente. Las limitaciones de estas variables como predictores de la atención dental son evidentes. Si el número de piezas dentales declarado por el entrevistado es previo a las consultas realizadas, puede tratarse de un indicador válido de la salud dental. Sin embargo, si las consultas realizadas durante el periodo de referencia han modificado el estado de la dentadura, entonces esas variables son el resultado, y no la causa, de la atención dental recibida. Por ese motivo, su interpretación en el modelo debe tratarse con cautela.

Entre las variables demográficas que presenta la ENS93 se han seleccionado la edad, *EDAD*, y el estado civil, *CASAD*, de los entrevistados.

Cobertura sanitaria, renta y educación

El Sistema Nacional de Salud español excluye de su cobertura la mayor parte de los servicios de atención dental, excepto el tratamiento de infecciones, las extracciones y la atención preventiva a embarazadas. Los ciudadanos pueden, sin embargo, cubrir los gastos dentales, contratando pólizas privadas complementarias de los seguros privados de asistencia sanitaria general. Bajo este tipo de cobertura, el asegurado debe participar en la financiación de las prestaciones dentales mediante copagos que, generalmente, son más elevados que en otro tipo de atención médica. También es frecuente la existencia de franquicias a cargo del asegurado, si se trata de prótesis, puentes, endodoncias, etc. (OCU, 1997).

En la Tabla 4.4 se observa que un 5.7 %, de mujeres las mujeres ocupadas que acudieron al dentista, fueron atendidas, en la última ocasión, por un médico del seguro público. El porcentaje asciende al 14 %, en el caso de los hombres no ocupados y se mantiene alrededor del 8 % en los otros dos grupos. El porcentaje de usuarios que pagaron de su bolsillo la última consulta fue aproximadamente 88 %, en todas las submuestras, excepto en la correspondiente a hombres que no trabajan, con un 82.5 %.

TABLA 4.4
FINANCIACIÓN DE LA ÚLTIMA VISITA

	Seguro público	Seguro privado	Pago del paciente
Mujeres ocupadas	5.7	5.1	88.5
Mujeres no ocupadas	8.2	3.4	87.8
Hombres ocupados	8.5	2.7	88.1
Hombres no ocupados	14	2.1	82.5

A juzgar por las cifras de la Tabla 4.4, en 1993 la cobertura privada dental no parecía estar muy extendida. De las personas que acudieron al dentista en los tres meses de referencia, solamente 3.3 % tuvieron la consulta cubierta por un seguro privado. Algunos estudios han contrastado, empíricamente, el impacto positivo que tienen los seguros en la demanda de atención dental (Manning y Phelps (1974), Mueller y Monheit (1988) y Olsson (1999)). Los datos de la ENS93 no permiten profundizar en este aspecto para el caso español, ya que no ofrecen datos sobre la posesión de seguros dentales por parte de los entrevistados. Dada la posible simultaneidad entre la decisión de comprar una póliza privada de atención dental y la demanda de atención dental, los modelos de demanda de asistencia dental estimados a continuación deben considerarse formas reducidas en las que el efecto de variables como la renta y el nivel educativo en el número de visitas realizadas al dentista se interpretan como la suma de un efecto directo y otro indirecto, a través de la probabilidad de contratar un seguro privado.

La capacidad de pago de las personas se mide por la variable *RENTA* que representa el nivel de renta del hogar al que pertenece el individuo. Esta variable ha sido estimada con los datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91, siguiendo el procedimiento expuesto en el capítulo 2. En la Tabla 4.5 se caracteriza la utilización de atención dental por quintiles de renta. En las cuatro muestras, se observa una correlación positiva entre el nivel de renta familiar y el porcentaje de usuarios que, sin embargo, no se hace extensiva a la utilización media.

Considerar la renta familiar, y no la renta personal, como variable explicativa supone, implícitamente, admitir que los hogares se comportan de forma altruista en los gastos en salud de sus miembros. Con la división en submuestras realizada se va a poder contrastar si la elasticidad de la utilización de atención dental respecto a la renta del hogar es similar en

hombres y mujeres, según aporten o no renta laboral.

TABLA 4.5

UTILIZACIÓN DE ASISTENCIA DENTAL POR RENTA Y NIVEL DE ESTUDIOS.

frec: proporción de usuarios; med: media de consultas entre los usuarios; std: desviación típica

	Mujeres ocupadas			Mujeres no ocupadas			Hombres ocupados			Hombres no ocupados		
	frec	med	std	frec	med	std	frec	med	std	frec	med	std
Renta												
1° quintil	0.15	2.25	1.99	0.11	1.81	1.42	0.11	1.95	1.63	0.10	1.56	1.26
2° quintil	0.16	2.11	1.69	0.14	2.12	1.25	0.14	2.03	1.43	0.12	1.98	1.39
3° quintil	0.18	2.44	2.12	0.16	2.13	1.72	0.13	1.83	1.33	0.12	1.62	1.28
4° quintil	0.19	2.13	1.57	0.19	2.21	1.72	0.15	2.20	1.53	0.16	1.78	1.35
5° quintil	0.26	2.16	1.82	0.21	2.20	1.73	0.16	2.19	1.69	0.18	2.12	1.64
Estudios												
<primarios	0.06	1.33	0.81	0.13	2.12	1.20	0.10	2.36	2.13	0.07	2.12	1.92
primarios	0.17	2.46	1.98	0.15	2.19	1.66	0.11	2.05	1.44	0.14	1.93	1.43
secundarios	0.23	2.14	1.82	0.18	2.09	1.75	0.16	1.94	1.42	0.14	1.65	1.17
universitarios	0.22	2.01	1.63	0.26	2.08	1.60	0.20	2.15	1.61	0.17	1.87	1.52

El nivel educativo de los entrevistados se aproxima por los años de educación formal completados, *ESCOL*. La eficiencia de los más educados en la producción de salud bucodental se relaciona con una utilización regular de los servicios médicos destinada a prevenir problemas dentales y, por tanto, posteriores demandas intensivas de estos servicios. En la Tabla 4.5 se observa que el nivel de educación formal mantiene una relación positiva con la proporción de usuarios y negativa con el número medio de visitas que realizan, aunque los hombres con estudios universitarios declaran una utilización menor que los de un nivel de estudios primarios o secundarios.

El ratio de dentistas en la población y los precios sanitarios.

Una forma de contrastar la existencia de demanda inducida por la oferta en la atención dental consiste en introducir el ratio de dentistas en la población como variable explicativa de la

utilización. Esta variable provoca dos efectos difíciles de disociar. Por una parte, la presencia de un mayor número de dentistas en la población facilita el acceso a sus servicios, debido a la reducción en las listas de espera o a la mayor proximidad geográfica. Pero, desde el punto de vista del médico, una mayor competencia entre profesionales supone una reducción de renta. Su reacción ante estas circunstancias puede consistir en inducir un aumento en la demanda de los pacientes que no responda, necesariamente, a las necesidades objetivas de los mismos. Birch (1988), Grytten et al. (1990) y Olsson (1999), encuentran indicios a favor de este efecto en Gran Bretaña, Noruega y Suecia, respectivamente. Generalmente, ambos efectos suelen identificarse contrastando el impacto del ratio de médicos en la probabilidad de acceso a los servicios y en la utilización media realizada, una vez establecido el contacto. Un efecto positivo de ese ratio, en la primera etapa de la decisión, se identifica con mayores facilidades de acceso a los servicios, mientras que el mismo resultado en la segunda etapa se considera sintomático de la existencia de demanda inducida por la oferta. Para contrastar este efecto en el caso español, se ha creado la variable *DENTIS* que recoge el número de médicos odontólogos y estomatólogos colegiados el 31 de diciembre de 1992 en cada provincia, por 100.000 habitantes. Los datos proceden del Anuario Estadístico del Instituto Nacional de Estadística.

En un contexto de ausencia de regulación oficial de los precios de los servicios dentales, como el español, un aumento en el número medio de consultas observado no tiene por qué asociarse a un desplazamiento de la demanda sino a un movimiento a lo largo de la misma, provocado por una reducción en los precios. Por ese motivo, es importante controlar las posibles disparidades de precios a nivel local. Debido a la ausencia de información detallada sobre precios de atención dental, se ha utilizado como aproximación la variable *PRECIOS* que representa el componente del Índice de Precios al Consumo elaborado por el Instituto Nacional de Estadística correspondiente los servicios sanitarios y de enfermería a nivel provincial y para el año 1993. Es obvio que este índice constituye una medida imperfecta de los verdaderos precios a los que se enfrentan los usuarios. Por una parte, agrega los precios de diversos servicios médicos y no sólo los que corresponden a servicios odontológicos. Por otra parte, dado que los odontólogos pueden fijar los precios libremente, considerar un índice agregado a nivel geográfico ignora la posible dispersión de precios dentro de cada provincia.

La descripción de estas variables se presenta en la Tabla 4.6 y los estadísticos descriptivos

de las mismas para cada muestra aparecen en las Tablas 4.7 a 4.10.

4.2.3 Especificación de modelos.

Suponemos que las observaciones $\{(Y_i, X_i), i = 1, \dots, n\}$ son independientes y se distribuyen idénticamente como un vector aleatorio (Y, X) , donde Y denota el número de consultas al dentista realizadas durante el periodo de referencia y $X = (X_1, X_2, \dots, X_k)'$ es el vector de variables explicativas descrito en la Tabla 4.6, más un término constante.

Planteamos dos enfoques alternativos para modelizar la utilización de atención dental. En primer lugar, suponemos que los individuos deciden la utilización total de este tipo de servicios en una sola etapa. Este tipo de comportamiento responde al modelo teórico presentado en el capítulo 2, basado en Cameron et al. (1988). La probabilidad condicional de realizar y consultas se denota por

$$P_y(x) = \Pr(Y = y \mid X = x). \quad (4.1)$$

Las especificaciones paramétricas más populares, en este caso, son la Poisson y la Binomial Negativa 2 (BN2) definidas como,

$$P_y(x) = \frac{\exp(-m(x))m(x)^y}{y!} \quad (4.2)$$

y

$$P_y(x) = \frac{\Gamma(y + \delta_0^{-1})}{\Gamma(\delta_0^{-1})\Gamma(y + 1)} \left(\frac{\delta_0^{-1}}{m(x) + \delta_0^{-1}} \right)^{\delta_0^{-1}} \left(\frac{m(x)}{m(x) + \delta_0^{-1}} \right)^y \quad (4.3)$$

respectivamente, donde

$$m(x) = E(Y \mid X = x)$$

y $\delta_0 > 0$ es un parámetro que permite una mayor dispersión condicional de la especificación BN2, en relación a la Poisson.

De acuerdo con el modelo propuesto en el capítulo 2, la media condicional en ambos casos se especifica como una función exponencial lineal, es decir

$$m(x) = \exp(x'\beta_0). \quad (4.4)$$

El segundo enfoque consiste en un modelo de decisión en dos partes (ver Pohlmeier y Ulrich, 1995). La primera parte modela la decisión de contacto con los servicios de asistencia dental, mientras que la segunda parte modela la frecuencia de las visitas, una vez establecido el contacto. Este tipo de especificación en dos partes tiene un sentido especial en el caso de la atención dental. De hecho, existen razones para suponer que las variables explicativas representan un papel diferente en cada una de las etapas de la decisión. Aunque la ENS93 no ofrece información relativa a episodios de tratamiento -es decir, el conjunto de consultas provocadas por un mismo motivo- el corto periodo de observación de las consultas -tres meses- reduce la probabilidad de que las mismas correspondan a episodios diferentes. Si nos centramos en un episodio de tratamiento, la primera consulta consiste, generalmente, en una revisión, en bastantes ocasiones gratuita. Generalmente, ese es el momento en el que el paciente recibe información sobre sus necesidades sanitarias -necesidades percibidas por el médico- y, también, sobre la duración del tratamiento. Por tanto, es razonable pensar que la decisión de contacto con los servicios sanitarios es más sensible a las actitudes y a lo que el individuo considera una salud dental adecuada, mientras que las restricciones financieras del paciente y los incentivos económicos de los dentistas serán más relevantes a la hora de determinar el número de consultas que realiza.

Siguiendo a Pohlmeier y Ulrich (1995) y Deb y Trivedi (1996) consideramos la especificación de un modelo de decisión en dos partes basado en la versión valla de la especificación Binomial Negativa (VBN). Bajo esta especificación, la probabilidad de contacto está gobernada por el siguiente proceso

$$P(Y = 0 | x) = \left(\frac{\nu_1}{\nu_1 + \lambda_1(x)} \right)^{\nu_1}. \quad (4.5)$$

Cuando un individuo cruza la valla, es decir, una vez que se ha establecido el contacto con los servicios odontológicos, la probabilidad condicional del número de consultas realizadas se distribuye como una BN2 truncada en cero

$$P(Y = y | y > 0, x) = \frac{\Gamma(y + \nu_2)}{\Gamma(y + 1)\Gamma(\nu_2)} \left[\left(\frac{\nu_2 + \lambda_2(x)}{\nu_2} \right)^{\nu_2} - 1 \right]^{-1} \left(\frac{\lambda_2(x)}{\nu_2 + \lambda_2(x)} \right)^y. \quad (4.6)$$

donde se denota por $\lambda_j(x)$ una función de x y $\nu_j = \delta_{01}^{-1}$, $j = 1, 2$. Como en los trabajos citados como referencia, se adoptará la siguiente parametrización $\lambda_j(x) = \exp(x'\beta_{0j})$, $j = 1, 2$, siendo β_0 un vector de parámetros desconocidos. Bajo esta especificación, la media condicional de la

variable dependiente viene dada por la siguiente expresión,

$$E(Y | X = x) = \left[1 - \left(\frac{\nu_1}{\nu_1 + \lambda_1(x)} \right)^{\nu_1} \right] E(Y | Y > 0, x), \quad (4.7)$$

siendo

$$E(Y | Y > 0, x) = \frac{\lambda_2(x)}{\left[1 - \left(\frac{\nu_2}{\nu_2 + \lambda_2(x)} \right)^{\nu_2} \right]}.$$

De modo que, si $\nu_1 = \nu_2$ y $\lambda_1(x) = \lambda_2(x)$ el modelo VBN se convierte en el BN2. Una condición suficiente de identificación en el modelo VBN consiste en fijar $\delta_{01} = 1$.

Tal y como se veía en el capítulo anterior, es posible obtener estimaciones consistentes de β estimando (4.4) mediante mínimos cuadrados no lineales, o por mínimos cuadrados generalizados semiparamétricos para mejorar la eficiencia, como proponen Delgado y Kniesner (1997). Sin embargo, la estimación consistente de β_{0j} , $j = 1, 2$, bajo la especificación VBN, exige especificar la distribución condicional de los datos. Puesto que en este capítulo estamos interesados en las probabilidades condicionales del número de consultas realizadas por los entrevistados, solamente nos centraremos en la estimación máximo verosímil de los parámetros.

En las Tablas 4.7 a 4.10, se presentan los coeficientes estimados y sus errores estándar obtenidos a partir de las especificaciones (4.2), (4.3) y (4.5)–(4.6). Los errores estándar se han corregido del efecto de introducir una variable explicativa estimada siguiendo el método propuesto por Murphy and Topel (1985) y descrito en el apéndice 1 del capítulo 2.

4.3 Técnicas de bondad de ajuste.

En esta sección se aplican diferentes técnicas de bondad de ajuste para discriminar entre los modelos paramétricos presentados en la sección anterior. En la subsección 4.3.1, se implementan los criterios de selección de modelos habitualmente empleados en el contexto de datos de recuento. En primer lugar, se realiza un examen de las estimaciones de los parámetros obtenidas de las distintas especificaciones. A continuación, se comparan los R^2 s adaptados a este tipo de modelos, así como los resultados del criterio de información de Akaike. La capacidad predictiva de los modelos se evalúa comparando las probabilidades marginales del número de visitas estimadas bajo cada especificación, con las frecuencias muestrales observadas en los da-

tos. Se realiza también una comparación gráfica de las probabilidades condicionales estimadas con cada modelo y las obtenidas mediante métodos no paramétricos.

Todas estas reglas de selección de modelos no constituyen técnicas formales de especificación de modelos y, por tanto, no garantizan que el modelo seleccionado sea el correcto ni, por tanto, que las estimaciones obtenidas a partir del mismo sean consistentes. En la sección 4.2.2 se proponen contrastes de especificación formales de la distribución condicional de las consultas que permiten validar las especificaciones propuestas.

4.3.1 Reglas de selección de modelos.

La forma más inmediata de comparar diferentes especificaciones consiste en discutir la coherencia de los coeficientes estimados en relación a las predicciones de la teoría económica. En las Tablas 4.7 a 4.10 no se observan inconsistencias aparentes entre los resultados obtenidos y los esperados a nivel teórico. La similitud de las estimaciones Poisson y BN2 no permite discriminar entre ambos modelos en base a este criterio. En cuanto a las estimaciones VBN, la elevada proporción de ceros en las muestras consideradas (ver Tabla 4.2) sugiere que el ajuste en la segunda parte del modelo VBN puede ser deficiente. Cuando la presencia de ceros es muy elevada, cabe cuestionarse la conveniencia de una especificación en dos partes, ya que es la primera parte la que domina el proceso de decisión modelizado. De hecho, en las tablas se observa que los coeficientes estimados en la primera etapa del VBN son cualitativamente similares a los obtenidos en los modelos de una sola etapa. Estos resultados sugieren que los modelos de elección discreta constituyen una alternativa adecuada para modelizar el comportamiento del individuo en estas circunstancias, pero sólo permiten estimar la probabilidad condicional de no utilizar el servicio o utilizarlo alguna vez, impidiendo cualquier análisis de la intensidad de utilización.

Un segundo criterio de evaluación de modelos se basa en la comparación de los R^2 , en este caso corregidos para los modelos BN2 y Poisson¹ según la propuesta de Cameron y Windmeijer (1997). Estos estadísticos están basados en la diferencia entre la máxima log-verosimilitud

¹No se dispone de expresiones de estos estadísticos para el modelo en dos partes.

alcanzable y la que se obtiene a partir del modelo estimado. La expresión es la siguiente:

$$R_{dev}^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \left(Y_i \log(\exp(X_i' \hat{\beta}) / \bar{Y}) - (\exp(X_i' \hat{\beta}) - \bar{Y}) \right)}{\sum_{i=1}^N Y_i \log(Y_i / \bar{Y})}.$$

En el caso de las estimaciones Poisson, este estadístico cumple todas las propiedades aconsejables de cualquier medida de bondad de ajuste. Sin embargo el R_{dev}^2 bajo la distribución BN2 no siempre aumenta cuando se añaden variables explicativas al modelo. Los estadísticos son prácticamente iguales en los modelos Poisson y BN2, en todas las submuestras. De modo que este criterio tampoco no permiten discriminar entre ambas especificaciones.

La comparación de las verosimilitudes estimadas en cada modelo favorece a la especificación BN2, frente a la Poisson. El criterio de información de Akaike, definido por

$$CAIC = -2 \ln \hat{l} + (1 + \ln n)p, \quad (4.8)$$

donde \hat{l} es la verosimilitud estimada, n el tamaño muestral y p el número de parámetros del modelo, también aporta evidencias en el mismo sentido, ya que toma valores menores para el modelo BN2.

Otra forma de seleccionar entre modelos alternativos consiste en comparar su capacidad predictiva. En primer lugar, se pueden comparar las estimaciones paramétricas y no paramétricas de las probabilidades condicionales $P_y(x) = \Pr(Y = y \mid X = x)$. En los Gráficos 1-4 se representan las probabilidades condicionales de 0, 1, 2 y 3 o más visitas al dentista, estimadas bajo las tres especificaciones paramétricas propuestas. Los gráficos muestran estas predicciones para distintos valores de la renta del hogar, cuando el resto de variables se fijan en su valor medio. La superioridad de un modelo frente a otro se establece en relación a la proximidad de las predicciones a las obtenidas de forma no paramétrica. Estas estimaciones no paramétricas se han obtenido mediante el estimador de Nadaraya-Watson

$$\tilde{P}_y(x) = \frac{\sum_{i=1}^n 1(Y_i = y) K(\frac{X_i - x}{h})}{\sum_{i=1}^n K(\frac{X_i - x}{h})}, \quad (4.9)$$

donde $K(u) = \prod_{k=1}^K k(u_k)$, $u = (u_1, \dots, u_K)'$, $k(\cdot)$ es una función kernel Gaussiana y h es el parámetro de suavizado calculado por un método “plug-in” óptimo basado en la minimización

del error cuadrático medio (ver Härdle (1990)). Las bandas de confianza de las estimaciones no paramétricas se han calculado a un nivel de confianza del 95 %. Se observa como las probabilidades estimadas no paramétricamente son bastante inestables en los extremos, debido al número reducido de individuos situados en esos tramos de renta. Las estimaciones basadas en las especificaciones BN2 y VBN están bastante próximas a las estimaciones no paramétricas y se mantienen, prácticamente siempre, dentro del intervalo de confianza de las mismas. Sin embargo, las estimaciones Poisson están mucho más alejadas de las estimaciones no paramétricas y normalmente se sitúan fuera de sus bandas de confianza. Este modelo subestima las probabilidades condicionales de 0 y 3 o más visitas al médico, en todo el rango de variación de la renta, sobreestima la probabilidad condicional de 1 visita y sus predicciones mantienen, en tres de las muestras, dentro de las bandas no paramétricas en el caso de 2 visitas. La validez de este tipo de comparaciones es muy restringida cuando X es multidimensional y, además, depende de forma importante del parámetro de suavizado elegido. Por tanto, no constituye una regla de selección adecuada en este caso.

En segundo lugar, la capacidad predictiva de los modelos se puede evaluar comparando las probabilidades marginales estimadas bajo las distintas especificaciones paramétricas propuestas, con las frecuencias muestrales correspondientes. Si denotamos por $\hat{P}_y(x)$ el estimador de la probabilidad condicional basado en alguno de los modelos propuestos, las probabilidades marginales $\mathbf{P}(y)$ estimadas de forma paramétrica se calculan como

$$\hat{\mathbf{P}}(y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{P}_y(X_i), \quad (4.10)$$

es decir, la probabilidad marginal de observar y consultas al dentista se estima como la media, sobre todos los individuos de la muestra, de las probabilidades condicionales de y estimadas con cada uno de los modelos. Estas probabilidades se comparan con las frecuencias muestrales,

$$\bar{\mathbf{P}}(y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1(Y_i = y), \quad (4.11)$$

Bajo este criterio, se selecciona aquel modelo para el cual $\hat{\mathbf{P}}(y)$ esté más próxima a $\bar{\mathbf{P}}(y)$, para todo y . Los resultados para cada una de las submuestras se presentan en la Tabla 4.11. Los

modelos BN2 y VBN predicen mejor que el Poisson. Sin embargo las predicciones del modelo BN2 y VBN están tan próximas entre sí que no es posible discriminar entre ellas.

4.3.2 Contrastes de especificación.

Los criterios de bondad de ajuste anteriores muestran evidencias, no siempre claras, a favor de la especificación BN2. En cualquier caso, ninguna de esas técnicas puede considerarse un contraste de especificación formal y, por tanto, no implican que la verdadera distribución condicional de los datos sea la BN2. En esta sección se presentan contrastes formales de especificación de la media condicional y de la distribución condicional de los datos de recuento.

La consistencia de las estimaciones de β , por cualquiera de los métodos expuestos en este capítulo y en el anterior, exige la correcta especificación de la media condicional del modelo. A pesar de que este supuesto es crucial para garantizar la validez de las estimaciones, no es frecuente encontrar trabajos aplicados en los que se realice una contrastación formal del mismo. En el siguiente apartado se propone un contraste formal de esta hipótesis en los modelos de datos recuento.

Contraste de especificación del modelo de regresión.

En esta sección se presenta un contraste formal de la siguiente hipótesis nula

$$H_0 : E(Y | X) = m(X; \beta_0) \text{ a.s. algún } \beta_0 \in B,$$

donde la alternativa, H_1 , es la negación de H_0 . Se denota por $m(.,.)$ una función conocida, $\beta_0 \in B$ es un vector de parámetros desconocido y $B \subset \mathbb{R}^k$ el espacio paramétrico. En la aplicación que aquí se presenta, $m(x; \beta) = \exp(x'\beta)$. Por tanto, la alternativa es no paramétrica.

El contraste está basado en el hecho de que H_0 se puede escribir como

$$H_0 : T(X, \beta_0) = 0, \text{ algún } \beta_0 \in B, \quad (4.12)$$

donde

$$T(x, \beta_0) = \int_{-\infty}^x (E(Y | X = u) - m(u; \beta_0)) dF_x(u) = 0$$

y $F_x(\cdot)$ es la función de distribución de x .

La función $T(x, \beta_0)$ se puede estimar de forma consistente mediante

$$T_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \exp(X_i' \hat{\beta})) 1(X_i \leq x), \quad (4.13)$$

donde $\hat{\beta}$ es cualquier estimador \sqrt{n} -consistente bajo H_0 , por ejemplo, el estimador de mínimos cuadrados ordinarios o el estimador máximo verosímil Poisson.

Un contraste puede basarse en cualquier funcional continuo de $T_n(x)$, por ejemplo, un estadístico del tipo Cràmer-von Mises

$$C_n = \sum_{i=1}^n T_n(X_i)^2.$$

Stute (1997) obtiene el proceso límite de $T_n(x)$ para modelos de regresión no lineales generales, bajo condiciones de regularidad muy débiles. La distribución asintótica de T_n depende del proceso generador de los datos. Por lo tanto, el contraste asintótico, en general, es difícil de implementar en la práctica. Stute et al. (1996) sugieren aplicar ‘wild bootstrap’ basado en los residuos del modelo de regresión para estimar la distribución del proceso límite de C_n . Para implementar este bootstrap, se procede del siguiente modo. Denotamos por $\mathcal{X} = \{(Y_i, X_i), i = 1, \dots, n\}$, la muestra original. Generamos una colección de variables V_i , $i = 1, \dots, n$, aleatorias, independientes entre sí y de \mathcal{X} , e idénticamente distribuidas, tales que $E(V_i) = 0$, $E(V_i^2) = E(V_i^3) = 1$. A partir de ellas, se construyen las remuestras o muestras bootstrap $\mathcal{X}_n^* = \{(Y_i^*, X_i), i = 1, \dots, n\}$, en las que Y_i^* se genera como

$$Y_i^* = \exp(X_i' \hat{\beta}) + \epsilon_i^*,$$

siendo $\epsilon_i^* = \hat{\epsilon}_i V_i$, y $\hat{\epsilon}_i = Y_i - \exp(X_i' \hat{\beta})$. Por tanto, en cada muestra bootstrap se impone la hipótesis nula. Con la nueva remuestra se calcula

$$\hat{\beta}^* = \arg \min_{\beta \in B} \sum_{i=1}^n (Y_i^* - \exp(X_i' \beta))^2,$$

y la versión bootstrap de (4.13)

$$T_n^*(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i^* - \exp(X_i' \hat{\beta}^*)) 1(X_i \leq x).$$

El estadístico bootstrap se obtiene, entonces, como

$$C_n^* = \sum_{i=1}^n T_n^*(X_i)^2.$$

Los valores críticos del contraste se calculan estimando los cuantiles, condicionales a la muestra \mathcal{X} , de la distribución del análogo bootstrap de C_n , obtenido a partir de la remuestra \mathcal{X}_n^* . Esta distribución bootstrap se aproxima mediante Monte Carlo. Para ello, se calculan B remuestras $\mathcal{X}_n^{*(b)}$, $b = 1, \dots, B$, donde B es grande, y para cada remuestra se calcula el análogo bootstrap del estadístico C_n , que denotamos por $C_n^{*(b)}$, $b = 1, \dots, B$. Los p-valores bootstrap se calculan como la proporción de valores de $C_n^{*(b)}$ que son mayores que el C_n observado en la muestra original, es decir

$$p^*\text{-valor} = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B 1(C_n^{*(b)} > C_n). \quad (4.14)$$

De modo que. H_0 se rechaza a un nivel de significación α cuando $p^*\text{-valor} \leq \alpha$.

Stute et al. (1996) demostraron que este contraste es consistente, en el sentido de que la distribución condicional bootstrap del estadístico estima de forma consistente la distribución asintótica del estadístico, bajo H_0 . Bajo la hipótesis nula, la distribución, condicional a la muestra, del estadístico bootstrap del contraste converge en probabilidad a una distribución concreta y como, bajo H_1 , el contraste diverge a infinito, los p-valores bootstrap convergerán a cero.

Para contrastar la hipótesis nula $H_0 : E(Y_i | X_i = x) = \exp(x' \beta_0)$ a.s. en cada submuestra, se han realizado 500 réplicas bootstrap del contraste tomando

$$V_i = \begin{cases} -(\sqrt{5} + 1)/2 & \text{con probabilidad } (\sqrt{5} + 1)/2\sqrt{5} \\ (\sqrt{5} - 1)/2 & \text{con probabilidad } (\sqrt{5} - 1)/2\sqrt{5} \end{cases}.$$

Los p-valores del contraste se muestran en la siguiente tabla.

TABLA 4.11

P-valores del contraste de especificación del modelo de regresión.

Mujeres ocupadas	Mujeres no ocupadas	Hombres ocupados	Hombres no ocupados
0.182	0.950	0.980	0.124

Los p-valores del contraste muestran que no se puede rechazar la especificación exponencial lineal del modelo de regresión en ninguna de las muestras. En este contexto de estimación máximo verosímil de datos de recuento, la correcta especificación de la media condicional garantiza la consistencia de las estimaciones obtenidas bajo la estimación Poisson. Sin embargo, una media condicional exponencial lineal también es compatible con la especificación BN2 y la media condicional de la VBN anida esta especificación funcional del modelo de regresión. De modo que los resultados de este contraste no permite discriminar entre las especificaciones alternativas de la distribución condicional de los datos.

Contrastes de especificación de las probabilidades condicionales.

Formalmente, la hipótesis nula se plantea como

$$H_0 : P_y(X) = P_y(X; \theta_0) \text{ a.s. algún } \theta_0 \in \Theta \text{ e } y = 0, 1, 2, \dots \quad (4.15)$$

donde p_y es una función conocida y θ_0 es un vector de parámetros desconocido. Cuando la hipótesis alternativa, H_1 , es paramétrica y anida la hipótesis nula H_0 , la especificación del modelo puede ser contrastada mediante contrastes paramétricos tradicionales, como el contraste de Wald. Por ejemplo, en el caso de los modelos de recuento que utilizamos en este trabajo, el modelo BN2 anida el Poisson, de modo que se puede aplicar un contraste de especificación del modelo Poisson, consistente en la dirección del modelo BN2, contrastando la hipótesis nula $H_0 : \delta_0 = 0$ (ver ecuación (4.3)).

Los t-ratios para δ_0 en las Tablas 4.7-4.10 ofrecen un contraste válido de esta hipótesis. En todas las submuestras, la hipótesis Poisson se rechaza frente a la BN2.

En muchas ocasiones, el investigador está interesado en estimar la probabilidad condicional de un suceso determinado. Por ejemplo, en el caso de la utilización de atención dental, este



suceso puede ser la probabilidad de que los individuos que responden a un determinado perfil socioeconómico, no acudan ninguna vez al dentista. Nótese que la probabilidad condicional de cero visitas se puede expresar como una esperanza condicional, $P_0(\cdot) = E[1(Y = 0) | X = \cdot]$. De modo que se está contrastando que una curva de regresión sigue una forma funcional particular. Por tanto, se puede hacer extensibles las ideas del contraste presentado en la sección anterior. La hipótesis nula, en este caso, es

$$H_0 : P_0(X) = P_0(X; \theta_0) \text{ algún } \theta_0 \in \Theta, \quad (4.16)$$

que tiene la misma forma que (4.15) y la alternativa es la negación de la nula. La hipótesis H_0 se puede escribir también como

$$H_0 : M(0, x; \theta_0) = 0 \text{ a.s. algún } \theta_0 \in \Theta \quad (4.17)$$

donde

$$M(0, x; \theta_0) = \int_{-\infty}^x \{E[1(Y = 0) | X = u] - P_0(u; \theta_0)\} dF_x(u). \quad (4.18)$$

F_x representa la función de distribución de X . Por supuesto, se puede contrastar la especificación de las probabilidades condicionales de otros valores de la variable de recuento distintos de cero. Sin embargo, contrastar la hipótesis nula (4.17) tiene una especial relevancia dada la elevada proporción de ceros observada en las muestras. En estas circunstancias, un modelo elección discreta, como un logit, pueden ser preferidos frente a una especificación Poisson o Binomial Negativa. Esta es la principal motivación que, desde el punto de vista estadístico, tienen los modelos en dos partes en los que un modelo de elección binaria determina, en la primera parte, la probabilidad condicional de que la variable tome un valor cero.

Siguiendo la propuesta de Stute (1997), se puede diseñar un contraste de esta hipótesis nula basado en un funcional aplicado al análogo muestral de (4.18)

$$\hat{M}(0, x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left\{ 1(Y_i = 0) - P_0(X_i; \hat{\theta}_n) \right\} 1(X_i \leq x).$$

donde $\hat{\theta}_n$ es el estimador máximo verosímil de θ_0 . El estadístico de contraste Cràmer-von Mises

viene definido entonces por

$$\tilde{C}_n = \sum_{i=1}^n \hat{M}(0, X_i)^2. \tag{4.19}$$

Como, bajo H_0 , el estadístico \tilde{C}_n converge a un proceso límite que depende de ciertas características del proceso generador de los datos, sus valores críticos no pueden ser tabulados. La distribución asintótica de \tilde{C}_n puede estimarse, en este caso, mediante un bootstrap paramétrico.

Recordemos que el bootstrap nos permite estimar la distribución asintótica del estadístico de contraste bajo la hipótesis nula. De modo que las remuestras $\mathcal{X}_n^* = \{(Y_i^*, X_i), i = 1, \dots, n\}$, se obtienen a partir de la muestra original $\mathcal{X} = \{(Y_i, X_i), i = 1, \dots, n\}$, imponiendo H_0 . Los valores de Y_i^* se generan, entonces, como números aleatorios que proceden de la distribución $P_0(X_i; \hat{\theta}_n)$, para cada X_i . A continuación, se calcula el análogo bootstrap de \tilde{C}_n aplicando la definición de (4.19) en la remuestra \mathcal{X}_n^* . Los valores críticos del contraste se aproximan mediante experimentos Monte Carlo, según se expuso en el apartado anterior. En la siguiente tabla se presentan los p-valores del contraste para las especificaciones Poisson, BN2 y VBN. En cada caso se generaron 500 bootstrap según el método paramétrico propuesto. Las remuestras de Y_i^* bajo la especificación BN2 se generaron construyendo una mixtura de variables aleatorias Poisson y $\text{Gamma}(\exp(X_i' \hat{\beta}_n), \hat{\delta}_n^{-1})$.

TABLA 4.12
P-valores del contraste de la probabilidad condicional de cero visitas al dentista.

	Mujeres ocupadas	Mujeres no ocupadas	Hombres ocupados	Hombres no ocupados
Poisson	0.000	0.000	0.000	0.000
BN2	0.752	0.206	0.076	0.070
VBN	0.692	0.388	0.074	0.026

La especificación Poisson se rechaza en todas las muestras. Este resultado está en consonancia con las evidencias mostradas por las anteriores reglas de selección de modelos basadas en la capacidad predictiva de las especificaciones. En cuanto a la distribución BN2, los p-valores del contraste no rechazan esta especificación en ninguna de las muestras. En las muestras de hombres, la especificación se rechaza a un nivel de significación del 10 %, pero no al 5 %.

Los resultados para el caso de la VBN son similares, esta especificación se rechaza al nivel de significación del 5 %, pero no al 1 %, en la muestra correspondiente a hombres no ocupados. La semejanza de los resultados obtenidos en las dos últimas especificaciones es razonable dado que, la única diferencia entre la BN2 y la primera parte de la especificación VBN, consiste en que, en el primer caso, el parámetro de sobredispersión δ_0 se estima dentro del modelo, mientras que en la VBN se fija $\delta_{01} = 1$. Nótese que este supuesto se traduce, simplemente, en una reparametrización del modelo BN2, pero no altera sustancialmente la especificación del modelo.

Estas mismas ideas pueden aplicarse para contrastar la especificación de la distribución condicional total de los datos. La hipótesis nula se plantea en este caso como

$$H_0 : M(y, x; \theta_0) = 0 \text{ a.s. algún } \theta_0 \in \Theta \text{ e } y = 0, 1, 2, \dots$$

y la alternativa, H_1 , es la negación de la nula, donde

$$M(y, x; \theta_0) = \int_{-\infty}^x \{E(Y = y \mid X = u) - P_y(u; \theta_0)\} dF_x(u),$$

La función $M(y, x; \theta_0)$ se puede estimar mediante

$$\hat{M}_n(y, x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left\{ 1(Y_i = y) - P_y(X_i; \hat{\theta}_n) \right\} 1(X_i \leq x)$$

donde $\hat{\theta}_n$ es el estimador máximo verosímil de θ_0 . Andrews (1997) justifica un contraste de H_0 basado en funcionales de $\hat{M}_n(y, x)$, de tipo Cràmer-von Mises,

$$\hat{C}_n = \sum_{i=1}^n \hat{M}_n(Y_i, X_i)^2, \quad (4.20)$$

o Kolmogorov-Smirnov

$$\hat{K}_n = \max_{1 \leq i \leq n} \sqrt{n} \left| \hat{M}_n(Y_i, X_i) \right| \quad (4.21)$$

Al igual que en el contraste anterior, no es posible implementar contrastes asintóticos debido a que la distribución límite de los estadísticos \hat{C}_n y \hat{K}_n , bajo H_0 , depende del proceso generador de los datos y, por tanto, no se puede tabular. Andrews (1997) demuestra la consistencia del bootstrap paramétrico en este contexto. Las muestras bootstrap $\mathcal{X}_n^* = \{(Y_i^*, X_i), i =$

$1, \dots, n\}$, se obtienen a partir de la muestra original, generando, para cada X_i , Y_i^* a partir de la distribución propuesta en la hipótesis nula $P_y(X_i; \hat{\theta}_n)$. Los valores críticos se aproximan mediante experimentos Monte Carlo. En las submuestras más pequeñas -mujeres ocupadas y hombres no ocupados- se realizaron 500 réplicas bootstrap del contraste, y en las de mayor tamaño -mujeres no ocupadas y hombres ocupados- 1000 réplicas. A continuación se presentan los p-valores del contraste, tomando como hipótesis nulas la distribución Poisson y la BN2.

TABLA 4.13

P-valores del contraste de especificación de distribución condicional

	Mujeres ocupadas	Mujeres no ocupadas	Hombres ocupados	Hombres no ocupados
Poisson	0.000	0.000	0.000	0.000
BN2	0.705	0.218	0.145	0.039

La especificación Poisson se rechaza en todas las muestras. La especificación BN2 sólo se rechaza a un nivel de significatividad del 5 %, pero no al 1 %, en la muestra correspondiente a los hombres no ocupados. Puesto que la especificación BN2 está anidada en la VNB, el resultado del contraste no permite discriminar entre las dos, ya que al no rechazar el modelo anidado tampoco está rechazando al que lo anida.

Si comparamos los resultados de los contrastes de especificación frente a alternativas no paramétricas con los obtenidos aplicando el contraste habitual basado en el ratio de verosimilitudes, observamos lo siguiente:

TABLA 4.13'

Contraste de ratio de verosimilitudes

	Mujeres ocupadas	Mujeres no ocupadas	Hombres ocupados	Hombres no ocupados
H_0 : Poisson	913	1780	1648	544
H_1 : BN2				
H_0 : BN2	25.7	39.8	34	9.2
H_1 : VBN				

El estadístico basado en el ratio de verosimilitudes se distribuye como una $\chi^2(1)$ en el contraste de la Poisson frente a la BN2 y como una $\chi^2(10)$ en el de la BN2 frente a la VBN. Este contraste asintótico rechaza claramente la especificación Poisson frente a la especificación BN2 y, por tanto, frente a la VBN, que anida a la anterior. La especificación BN2 es rechazada frente a la VBN en tres submuestras, aunque los estadísticos son de magnitud muchísimo menor que los obtenidos al contrastar la especificación Poisson en la dirección de la BN2. Sin embargo, para todos los grupos, el criterio de Akaike, basado en el valor de las funciones de verosimilitud convenientemente penalizadas por el número de parámetros del modelo, recomienda la selección del modelo BN2 frente a todos los demás. El resultado del contraste de especificación no paramétrico es concluyente indicando que, para todos los grupos, la especificación BN2 no puede ser rechazada. Naturalmente, la especificación VBN, o cualquier otra que anide a la BN2, tampoco se rechaza. Nótese que si la especificación BN2 no fuera idéntica a la VNB, la especificación BN2 sería rechazada por el contraste no paramétrico.

4.4 Resultados de las estimaciones.

En esta sección resumimos los principales resultados de la estimación de los modelos de utilización de atención dental, a partir de las especificaciones preferidas, BN2 y VBN que aparecen en las Tablas 4.7 a 4.10.

En primer lugar, encontramos que los indicadores de salud dental son los predictores más importantes del comportamiento de los individuos en todas las submuestras. Las personas que conservan menos de la mitad de su dentadura original acuden más veces, en media, al dentista que el resto. Aunque la relación entre salud y utilización de asistencia sanitaria es un hecho que predice la teoría, el resultado que aquí se obtiene es ambiguo, debido al tipo de indicador considerado: el número de piezas dentales puede ser el resultado y no la causa de la atención dental prestada.

A diferencia de otros tipos de asistencia sanitaria, el número de visitas al dentista se reduce con la edad. El coeficiente estimado de la edad se interpreta como una semielasticidad (ver capítulo anterior), de modo que podemos inferir que 10 años más de edad provocan una reducción del 28 % en el número de visitas al dentista de las mujeres que trabajan y de un 8 %

en el caso de las que no trabajan. Estas reducciones, en el caso de los hombres, son del 6 y 24 %, respectivamente. El modelo en dos partes muestra que el efecto de la edad es significativo en la decisión de contacto de las mujeres ocupadas, y de los hombres que no trabajan. Sin embargo, su efecto no es significativo en la frecuencia de utilización, una vez establecido el contacto, aunque mantiene su signo negativo. En la medida en que la decisión de contacto refleja las actitudes favorables de los individuos hacia el cuidado de su dentadura, nuestros resultados son consistentes con otros estudios que predicen una disminución de dichas percepciones con la edad (Kenkel, 1994, Mueller y Monheit, 1988).

El estado civil no influye en la utilización de atención dental de las mujeres ocupadas. Sin embargo, en el caso de las mujeres no ocupadas, estar casada reduce, aproximadamente, en un 25 % el número de visitas al dentista, respecto las mujeres de cualquier otro estado civil. Curiosamente, en el caso de los hombres no ocupados, el efecto es el contrario, en concreto, los hombres casados de este grupo realizan un 42 % más de visitas que los hombres pertenecientes a otro estado civil. Estas diferencias entre ambos sexos pueden estar relacionadas con la diferente composición profesional de las muestras de no ocupados. Si analizamos las características de los hombres casados no ocupados, observamos que el 56 % de ellos se declaran pensionistas y el 34 % parados. Sin embargo, en el caso de las mujeres no ocupadas, el 98 % de las casadas se dedican a sus labores. Entre las personas que no están casadas, el mayor porcentaje son estudiantes, tanto en el grupo masculino como en el femenino. Por tanto, es posible que el estado civil esté recogiendo el efecto de la percepción de rentas no laborales en la submuestra de hombres no ocupados, lo cual explicaría el signo y la significatividad de dicha variable.

Encontramos indicios que apoyan la existencia de una relación positiva entre los años de estudios completados y la probabilidad de contacto con los servicios de atención dental. El coeficiente sólo es significativo en el caso de las mujeres no ocupadas y de los hombres ocupados. Las personas con mayor nivel educativo muestran, en media, un mayor propensión hacia los comportamientos preventivos (Kenkel, 1994). Como se argumentó anteriormente, la prevención se materializa en revisiones periódicas que reducen la probabilidad de problemas bucodentales importantes y, por tanto, la duración de los tratamientos. Estos hechos podrían explicar los coeficientes positivos de la educación en la probabilidad de contacto y los signos negativos de esta variable en la frecuencia de utilización de algunos grupos.

En cuanto a la renta, tanto el nivel de significatividad como la magnitud de los coeficientes estimados son diferentes para cada submuestra, pero en todos los casos son positivos. Los resultados ponen de manifiesto la importancia de la renta del hogar como determinante de la utilización de asistencia dental en España. Puesto que la renta entra de forma logarítmica en el modelo de regresión, los coeficientes del modelo BN2 estándar se interpretan como las elasticidades-renta totales de la utilización². Las personas que no perciben rentas laborales son los más sensibles a las variaciones en la renta familiar. La mayor elasticidad-renta, 0.58, corresponde a las mujeres no ocupadas, seguidas por los hombres no ocupados, con un valor estimado de 0.46. En cuanto a las personas ocupadas, la elasticidad-renta estimada para la muestra de hombres es 0.26, pero no es estadísticamente diferente de cero en el caso de las mujeres. Los resultados del modelo en dos partes permiten matizar estos resultados. La renta actúa como un determinante del acceso de las mujeres a la atención dental, pero no condiciona el comportamiento de los hombres en esta parte de la decisión. Por otra parte, ejerce un impacto positivo y significativo sobre la frecuencia de utilización, excepto en el caso de las mujeres ocupadas. Dicho de otro modo, una vez que se ha decidido acudir al dentista, sólo las mujeres que trabajan siguen los tratamientos independientemente del nivel de renta familiar. Las Figuras 1-4 ilustran el efecto de la renta en las probabilidades de acudir 0, 1, 2 y 3 o más veces al dentista, cuando el resto de variables explicativas se fijan en su valor medio.

Una vez que controlamos por el resto de variables, el índice de precios no tiene un efecto significativo en la mayoría de los casos, excepto en la segunda parte del modelo valla en la muestra de mujeres no ocupadas.

Por último, el número de dentistas per capita sólo tiene un efecto positivo y significativo en el número medio de visitas realizadas por las mujeres ocupadas. Sin embargo, esta variable no es significativa en el modelo en dos partes. No encontramos, por tanto, pruebas sólidas de la existencia de inducción de la demanda por parte de los dentistas.

²Es importante tener en cuenta que el coeficiente de la renta recoge el efecto indirecto de esta variable sobre la probabilidad de contratar un seguro privado.

4.5 Conclusiones

En este capítulo se ha perseguido un doble objetivo. Por un lado, especificar y validar un modelo de demanda de atención dental en España y, por otro, comparar técnicas de bondad de ajuste alternativas para discriminar entre las especificaciones propuestas, dentro del contexto de modelos con datos de recuento.

Los contrastes formales de especificación implementados aportan pruebas a favor de la especificación exponencial lineal del modelo de regresión, que es el supuesto funcional habitual en estos modelos, y no rechazan la especificación BN2 de los datos.

Entre los resultados de las estimaciones destaca el efecto de las variables socioeconómicas en la utilización de asistencia dental. El nivel educativo de los individuos explica una mayor probabilidad de contacto con estos servicios e induce diferencias significativas entre los individuos de los grupos más amplios, es decir, las mujeres no ocupadas y los hombres ocupados. El carácter mayoritariamente privado de la financiación y producción de atención dental en España se refleja en la relevancia de la renta del hogar como predictor del número de consultas al dentista. Además, este efecto es mayor en el caso de las personas que no perciben rentas laborales. Si bien dentro de este colectivo se encuentran personas que pueden estar percibiendo otro tipo de rentas, por ejemplo pensiones, la mayor parte son parados y personas que se dedican a sus labores (ver Tabla 4.1). De modo los individuos que no tienen acceso a rentas propias son los que muestran una utilización de atención dental más sensible al nivel económico del hogar.

En los modelos, el ratio de dentistas en la población no es significativo, excepto en la muestra de mujeres ocupadas. A pesar de que la mayoría de dentistas en España ejercen en el sector privado y, por tanto, su remuneración es, principalmente, en forma de pago por servicios, el resultado anterior constituye una prueba en contra de la existencia de demanda inducida por la oferta en este tipo de asistencia.

4.5 Apéndice de tablas

TABLA 4.6: DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES

VARIABLES	DEFINICIÓN
VISITAS AL DENTISTA	Número de visitas al dentista en los últimos 3 meses
EDAD	$Edad \times 10^{-1}$
DENT1	Indicador dicotómico de salud dental (=1 si el entrevistado conserva toda su dentadura, =0 otro caso)
DENT2	Indicador dicotómico de salud dental (=1 si el entrevistado conserva más de la mitad de su dentadura, =0 otro caso)
DENT3	Indicador dicotómico de salud dental (=1 si el entrevistado no conserva ninguna pieza dental, =0 otro caso)
CASAD	Variable dicotómica de estado civil (=1 if casado, =0 otro caso)
Log(RENTA)	Logaritmo de la renta estimada del hogar
ESCOL	Años de educación completados
DENTIS	Número de dentistas por 100.000 habitantes a nivel provincial. Fuente: Anuario Estadístico del INE
PRECIOS	Índice de precios sanitarios y de enfermería a nivel provincial Fuente: Índice de Precios al Consumo, INE (1993)

TABLA 4.7: MUJERES OCUPADAS (N=1791).

		POISSON		BN2		VBN			
						CONTACTO		FRECUENCIA	
	(media/std)	coef.	t-ratio	coef.	t-ratio	coef	t-ratio	coef.	t-ratio
CONST.		-4.200	1.199	-2.290	0.650	-8.933	2.698	7.953	1.663
EDAD	(3.53/1.14)	-0.279	3.692	-0.279	3.809	-0.227	3.243	-0.179	1.949
DENT2	(0.42/0.49)	0.494	3.602	0.470	3.505	0.297	2.256	0.529	2.922
DENT3	(0.09/0.28)	0.379	1.112	0.225	0.699	-0.085	-0.305	0.931	2.278
CASAD	(0.55/0.49)	0.076	0.525	0.110	0.812	0.118	0.882	-0.063	0.341
Log(RENTA	(14.9/0.45)	0.179	1.159	0.130	0.861	0.370	2.326	-0.335	1.664
ESCOL	(11.1/4.16)	0.007	0.467	0.018	1.180	0.024	1.526	-0.013	0.570
DENTIS	(30.8/9.48)	0.016	2.044	0.017	2.092	0.011	1.661	0.013	1.364
PRECIOS	(105.2/2.7)	0.006	0.267	-0.005	0.204	0.018	0.781	-0.030	0.870
δ				5.24	11.43			2.66	1.93
R ²		0.039		0.039					
Log-ver		-1850.21		-1393.64		-860.44		-520.34	
CAIC		3776.8		2872.1		2922.7			

TABLA 4.8: MUJERES NO OCUPADAS (N=4050).

		POISSON		BN2		VBN			
						CONTACTO		FRECUENCIA	
	(media/std)	coef.	t-ratio	coef.	t-ratio	coef	t-ratio	coef.	t-ratio
CONST.		-9.124	3.543	-9.535	3.668	-11.035	4.476	-0.214	0.068
EDAD	(3.82/1.44)	-0.095	2.073	-0.087	1.944	-0.070	1.678	-0.058	1.112
DENT2	(0.41/0.46)	0.567	5.594	0.593	5.918	0.394	3.979	0.513	4.010
DENT3	(0.14/0.35)	0.680	4.097	0.662	4.001	0.333	2.125	0.788	4.272
CASAD	(0.67/0.47)	-0.274	2.332	-0.301	2.591	-0.229	2.164	-0.201	1.458
Log(RENTA)	(14.9/0.42)	0.557	4.533	0.588	4.819	0.478	4.045	0.340	2.279
ESCOL	(9.44/3.67)	0.014	0.976	0.016	1.112	0.033	2.443	-0.023	1.532
DENTIS	(30.4/10.1)	0.0007	0.141	0.002	0.419	0.003	0.812	-0.003	0.532
PRECIOS	(105/2.68)	-0.002	0.109	-0.003	0.177	0.019	1.215	-0.043	2.107
δ				5.903	14.40			1.422	3.542
R ²		0.037		0.038					
Log-ver		-3729.3		-2839.09		-1810.40		-1008.82	
CAIC		7542.4		5771.6		5815.2			

TABLA 4.9: HOMBRES OCUPADOS (N=4467).

		POISSON		BN2		VBN			
						CONTACTO		FRECUENCIA	
	(media/std)	coef.	t-ratio	coef.	t-ratio	coef	t-ratio	coef.	t-ratio
CONST.		-5.096	1.982	-5.628	2.188	-2.780	1.130	-6.076	1.753
EDAD	(3.93/1.17)	-0.068	1.414	-0.065	1.371	-0.065	1.457	-0.016	0.269
DENT2	(0.46/0.49)	0.399	4.146	0.448	4.822	0.333	3.569	0.294	2.331
DENT3	(0.08/0.28)	1.036	6.324	1.190	7.113	0.577	3.459	1.123	6.178
CASAD	(0.71/0.45)	-0.148	1.297	-0.198	1.738	-0.048	0.448	0.272	1.866
Log(RENTA)	(14.9/0.43)	0.221	1.750	0.264	2.146	0.013	0.190	0.461	2.837
ESCOL	(10.3/3.99)	0.059	4.439	0.062	4.747	0.074	6.059	0.002	0.175
DENTIS	(30.1/10.0)	0.0006	0.127	0.002	0.436	0.002	0.626	0.0006	0.093
PRECIOS	(105.1/2.6)	-0.0004	0.022	-0.002	0.110	-0.0002	-0.016	-0.008	0.415
δ				6.931	16.094			1.11	3.334
R ²		0.037		0.038					
Log-ver		-3514.33		-2689.58		-1788.33		-883.259	
CAIC		7113.2		5472		5521.7			

TABLA 4.10: HOMBRES NO OCUPADOS (N=2008).

		POISSON		BN2		VBN2			
						CONTACTO		FRECUENCIA	
	(media/std)	coef.	t-ratio	coef.	t-ratio	coef	t-ratio	coef.	t-ratio
CONST.		-7.094	1.684	-5.596	1.350	-5.289	1.365	-4.975	0.872
EDAD	(3.34/1.67)	-0.228	3.179	-0.242	3.460	-0.206	2.839	-0.110	1.126
DENT2	(0.31/0.46)	0.642	4.091	0.613	3.951	0.400	2.630	0.797	3.344
DENT3	(0.12/0.33)	0.789	2.606	0.750	2.412	0.378	1.424	1.113	2.794
CASAD	(0.36/0.48)	0.371	1.651	0.355	1.720	0.412	2.052	-0.194	0.557
Log(RENTA)	(14.8/0.46)	0.540	2.566	0.459	2.317	0.295	1.594	0.575	2.171
ESCOL	(10.2/4.21)	0.009	0.450	0.009	0.420	0.028	1.436	-0.040	1.334
DENTIS	(29.8/9.56)	0.008	1.110	0.005	0.728	0.005	0.808	-0.0002	0.020
PRECIOS	(105/2.66)	-0.022	0.913	-0.024	0.929	-0.009	0.375	-0.038	1.049
δ				5.73	9.32			3.05	1.085
R ²		0.043		0.043					
Log-ver		-1436.23		-1164.36		-808.10		-351.68	
CAIC		2949.8		2414		2483.1			

TABLA 4.11: PROBABILIDADES MARGINALES ESTIMADAS

	MUESTRA	POISSON	BN2	VBN
MUJERES OCUPADAS				
$P(Y = 0 X)$	0.805	0.661	0.808	0.815
$P(Y = 1 X)$	0.099	0.265	0.101	0.097
$P(Y = 2 X)$	0.042	0.031	0.041	0.042
$P(Y \geq 3 X)$	0.054	0.043	0.050	0.046
MUJERES NO OCUPADAS				
$P(Y = 0 X)$	0.830	0.702	0.829	0.842
$P(Y = 1 X)$	0.084	0.242	0.092	0.075
$P(Y = 2 X)$	0.039	0.024	0.036	0.037
$P(Y \geq 3 X)$	0.047	0.032	0.043	0.046
HOMBRES OCUPADOS				
$P(Y = 0 X)$	0.859	0.859	0.856	0.862
$P(Y = 1 X)$	0.073	0.129	0.079	0.056
$P(Y = 2 X)$	0.032	0.005	0.030	0.031
$P(Y \geq 3 X)$	0.036	0.006	0.034	0.051
HOMBRES NO OCUPADOS				
$P(Y = 0 X)$	0.858	0.763	0.859	0.857
$P(Y = 1 X)$	0.084	0.021	0.085	0.084
$P(Y = 2 X)$	0.031	0.016	0.029	0.031
$P(Y \geq 3 X)$	0.027	0.020	0.026	0.028

Figura 1: **PROBABILIDADES CONDICIONALES ESTIMADAS.**
MUJERES OCUPADAS (El resto de variables se han fijado en sus
valores medios.)

- No paramétricas con intervalos de confianza al 95 %
- .-.-. Poisson
- BN2
- VBN

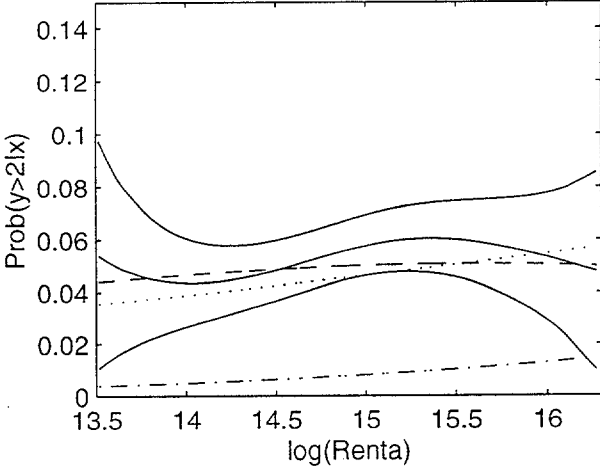
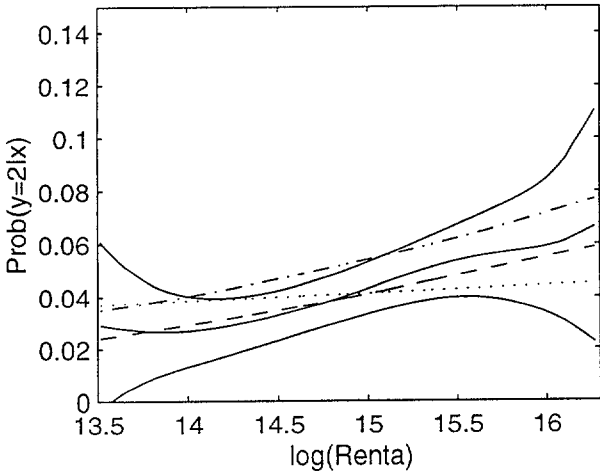
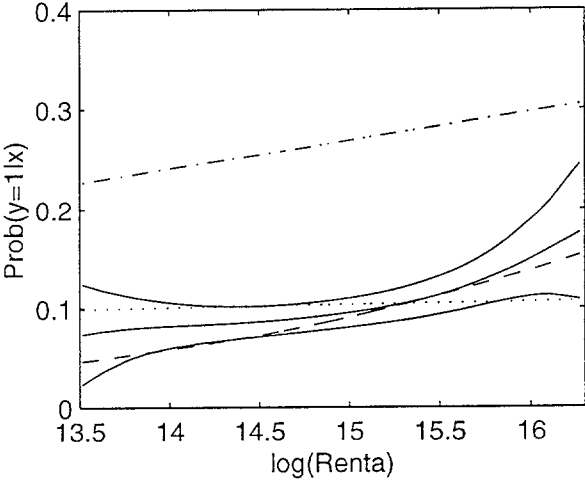
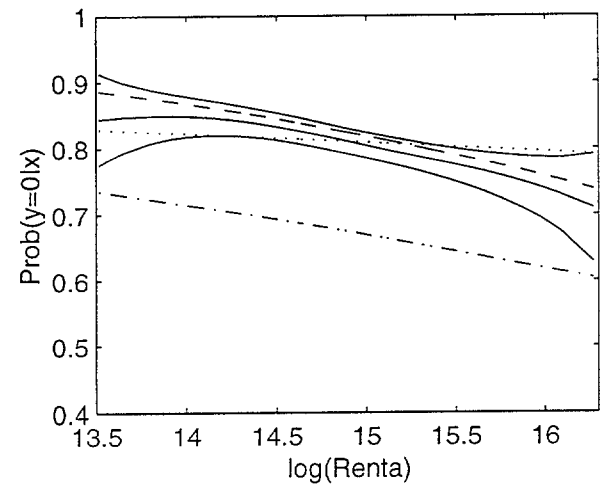


Figura 2: **PROBABILIDADES CONDICIONALES ESTIMADAS.**
MUJERES NO OCUPADAS (El resto de variables se han fijado
en sus valores medios.)

- No paramétricas con intervalos de confianza al 95 %
- · - · - ·

Poisson
-

BN2
- - - - -

VCN

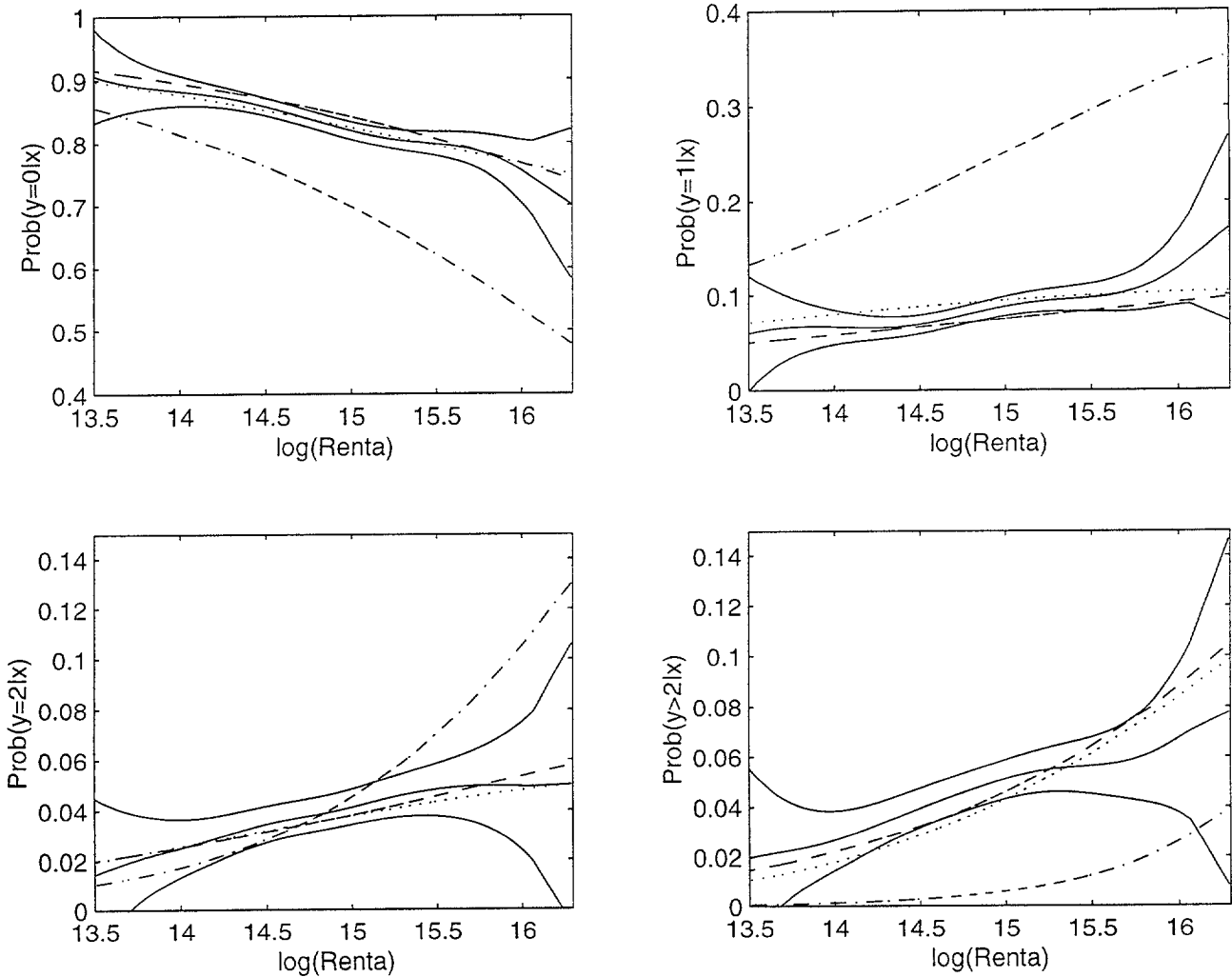


Figura 3: **PROBABILIDADES CONDICIONALES ESTIMADAS.**
HOMBRES OCUPADOS (El resto de variables se han fijado en
sus valores medios.)

- No paramétricas con intervalos de confianza al 95 %
- .-.-. Poisson
- BN2
- - - - VBN

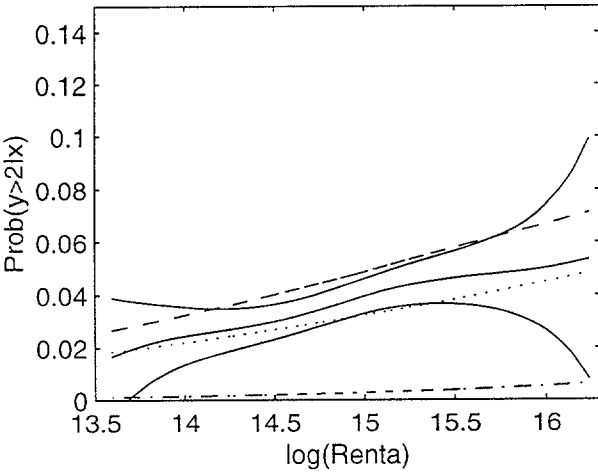
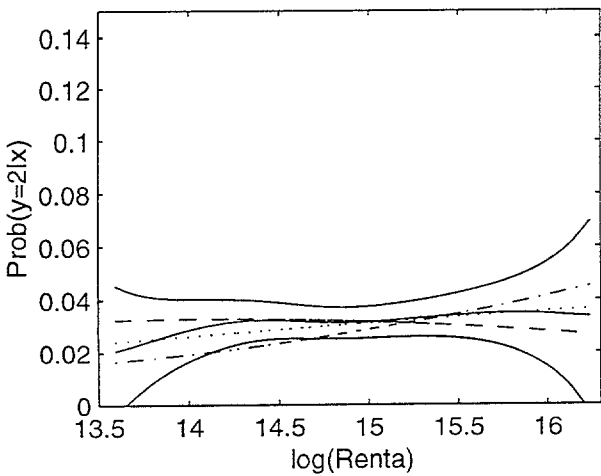
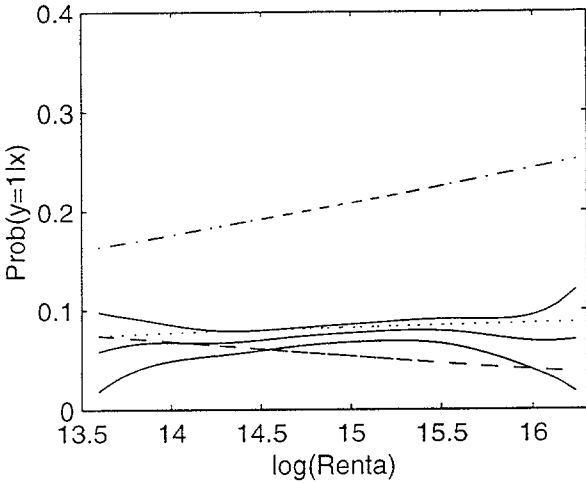
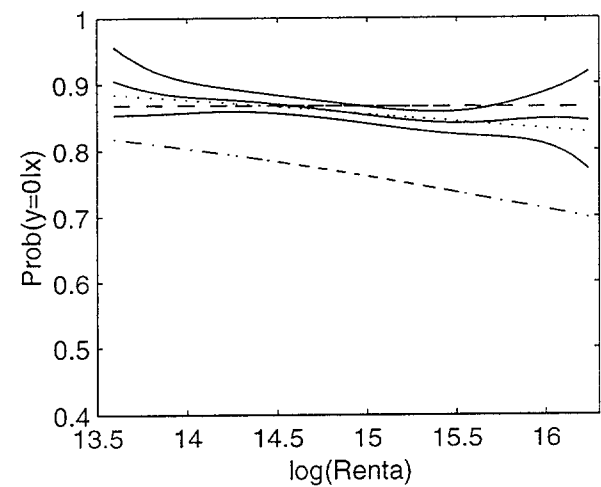


Figura 4: **PROBABILIDADES CONDICIONALES ESTIMADAS.**
HOMBRES NO OCUPADOS (El resto de variables se han fijado
en sus valores medios.)

- No paramétricas con intervalos de confianza al 95 %
- .-.- Poisson
- BN2
- VBN

